



SUPPLÉMENT À LA REVUE COMPTABLE ET FINANCIÈRE - 2011

N° 6

GOUVERNANCE

Effet des mécanismes de gouvernance sur la performance financière et boursière : Cas des entreprises canadiennes

BANQUE

L'impact des provisions pour créances douteuses sur la valorisation de l'entreprise : application au secteur bancaire tunisien

DIVULGATION VOLONTAIRE

La publication volontaire des flux de trésorerie par les dirigeants : résultats empiriques sur le marché français

STRUCTURE DE PROPRIÉTÉ

Structure de propriété, accruals discrétionnaires et pouvoir informationnel du bénéfice : Etude sur des entreprises tunisiennes









La publication « Recherches en Comptabilité & Finance » éditée en supplément à la « Revue Comptable et Financière » est une publication tunisienne de vulgarisation scientifique dans le domaine de la comptabilité et de la finance.

Son objectif est de permettre aux chercheurs de communiquer, d'échanger et de soumettre à la critique leurs réflexions et leurs recherches sur la comptabilité, la fiscalité et la finance et les disciplines associées.

Elle paraît deux fois par an et est distribuée gratuitement aux abonnés de la Revue Comptable et Financière.

Directeur de la publication : Abderraouf YAICH

Comité Scientifique :

Contribuent à l'évaluation des articles et à la promotion de la revue :

Ezzeddine ABAOUB - Professeur de l'enseignement supérieur, FSEG Tunis

Abdelfattah BOURI - Professeur de l'enseignement supérieur, FSEG Sfax

Ali ELMIR - Professeur de l'enseignement supérieur, ISG Tunis

Slah Eddine HALLARA - Professeur de l'enseignement supérieur, ISG Tunis

Khamoussi HLIOUI - Maître de conférences, FSEG Sfax

Faouzi JILANI - Professeur de l'enseignement supérieur, ISCC Bizerte

Chokri MAAMOGHLI - Professeur de l'enseignement supérieur, ISG Tunis

Lassâad MEZGHANI - Professeur de l'enseignement supérieur. FSEG Sfax

Bernard RAFFOURNIER - Professeur de l'enseignement supérieur, HEC Genève

Mohamed Tahar RAJHI - Professeur de l'enseignement supérieur, FSEG Tunis.

Mohamed TRIKI - Professeur de l'enseignement supérieur, ESC Sfax

Daniel ZEGHAL - Professeur de l'enseignement supérieur, Université d'Ottawa, Canada

Rédaction:

Le Comité de Rédaction est présidé par le professeur Daniel ZEGHAL

Le Coordinateur de la Revue est Walid KHOUFI - ESC Sfax e-mail : walid.khoufi@escs.rnu.tn Web : www.larcf.com/recherche/index.htm

La Revue est éditée et diffusée par :

Les éditions Raouf YAICH

Avenue Habib Thameur Imm. Attijari Bank Rez-de-chaussée - 3000 Sfax - Tunisie

Tel.: 74 200 416 - Fax: 74 200 417

E-mail : formationexperts@gmail.com Site web : www.expertiseonline.com

SOMMAIRE

Numéro 6 / 2011

Ont contribué à la rédaction de ce numéro

3 GOUVERNANCE

Effet des mécanismes de gouvernance sur la performance financière et boursière : Cas des entreprises canadiennes Par HAanen GHORBEL & Mamel KOLSI

23 BANQUE

L'impact des provisions pour créances douteuses sur la valorisation de l'entreprise : application au secteur bancaire tunisien Par Chedli BACCOUCHE & Sana BEN GHODBANE & Rim MOUELHI

33 DIVULGATION VOLONTAIRE

La publication volontaire des flux de trésorerie par les dirigeants : résultats empiriques sur le marché français Par Khalid ELOUAFA

57 STRUCTURE DE PROPRIÉTÉ

Structure de propriété, accruals discrétionnaires et pouvoir informationnel du bénéfice : Etude sur des entreprises tunisiennes

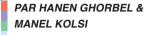
Par Aida KAMMOUN & Selma BOUAZIZI

79 Consignes aux auteurs

La Revue n'entend ni approuver ni désapprouver le contenu des articles qui expriment l'opinion personnelle de leurs auteurs et qui sont publiés sous leur seule responsabilité.

En conséquence, le contenu des articles et matières publiés par les auteurs fait l'objet d'une clause de non responsabilité de la Revue Comptable et Financière et des Editions Raouf YAICH.

Distribuée gratuitement aux abonnés de la Revue Comptable et Financière



Effet des mécanismes de gouvernance sur la performance financière et boursière : Cas des entreprises canadiennes

Ce travail essaie d'étudier l'association entre les mécanismes de gouvernance et des mesures de performance financière et boursière de 134 entreprises canadiennes pour l'année 2007. L'étude met en évidence la non linéarité du modèle exprimant l'effet de la gouvernance sur la performance. La méthode de Hansen (2000) a permis de tester l'existence d'un seuil dans l'échantillon à partir duquel la relation entre les variables du modèle change de forme. Au total, les résultats montrent qu'un seuil relatif à l'indice de divulgation doit être dépassé pour que la gouvernance puisse se traduire par un effet positif sur la performance financière. La divulgation est ainsi indispensable pour l'amélioration de la performance financière des entreprises canadiennes.

Introduction

Les années 90 ont connu de nombreuses défaillances de plusieurs grandes entreprises. Les exemples d'Enron aux Etats-Unis, de France télécom et Vivendi Universal en France etc, sont les plus cités. La faiblesse des mécanismes de gouvernance au sein des ces entreprises, l'opportunisme des dirigeants et l'adoption de stratégies destructrices de valeur étaient les principales causes de ces défaillances (Chatelin et Trébucq 2003). C'est ainsi que la révision de la gouvernance d'entreprise s'est avérée indispensable pour réduire les coûts d'agence et avoir une gouvernance efficace qui permet de diminuer le risque d'investissement (P. André et E. Schiehll 2004).

Dans ce contexte, les recherches se sont multipliées pour donner les déterminants d'un système de gouvernance efficace. P. André et E. Schiehll (2004) affirment que la littérature révèle une association entre les systèmes de gouvernance et la performance des entreprises, mais la recherche empirique sur cette association n'a pas fourni des résultats concluants. En somme, les différents résultats

montrent que l'impact des mécanismes de gouvernance sur la performance demeure une question empirique à explorer. L'ambigüité, tant théorique qu'empirique, nous a incité à éclaircir cette association pour le cas canadien.

À partir d'un échantillon d'entreprises canadiennes, notre étude tentera de déterminer l'impact de quatre mécanismes de gouvernance (le conseil d'administration, la compensation, les droits des actionnaires et la divulgation) sur la mesure de la performance (financière et boursière). La variable gouvernance est exprimée par un indice, calculé par le journal canadien *«The Globe and Mail»*, appelé *«Corporate Governance Index»*. Cet indice a l'avantage de rassembler un bon nombre de mécanismes de gouvernance classés en quatre sous-indices.

La présente étude se différencie des autres travaux sur la question à plusieurs égards ; Premièrement, nous avons testé l'effet de la gouvernance sur deux types de performance (financière et boursière). Deuxièmement, nous avons utilisé un indice de gouvernance qui est considéré comme un indice qui englobe la plupart des pratiques de gouvernance. Troisièmement, nous avons cherché des explications aux différences des résultats empiriques non seulement à travers le changement des indicateurs de performance utilisés (tel que l'étude de F. Adjaoud, C. Mamoghli et F. Siala (2007)), mais aussi dans les caractéristiques des entreprises constituant notre échantillon. En fait, notre étude montre que l'effet de la gouvernance sur la performance est fonction du niveau de divulgation.

Notre travail trouve son fondement théorique dans trois principales théories : la théorie d'agence, la théorie des coûts de transaction et la théorie de l'enracinement. Les deux premières théories montrent que les coûts d'agence et de transaction sont dommageables pour la performance des entreprises. Les fondateurs de ces théories proposent, donc, quelques solutions permettant de renforcer le contrôle au sein de l'entreprise et d'améliorer, par conséquent, sa performance. Toutefois, et malgré les mécanismes instaurés, plusieurs entreprises enregistrent toujours des performances très basses. La théorie de l'enracinement explique cette sous performance par le fait que les dirigeants peuvent utiliser des mécanismes supposés capables de contrôler la gestion et renforcer l'efficience organisationnelle pour s'enraciner.

1- Cadre théorique et hypothèses à tester

Plusieurs auteurs relient la différence entre les entreprises en termes de performance à la différence dans leurs modalités de gouvernance (Mayer (1996), Charreaux (1996)). En effet, en évoquant la notion de la gouvernance d'entreprise, plusieurs auteurs insistent sur son rôle primordial dans la création de valeur, que ce soit au profit des actionnaires ou de celui de l'ensemble des parties actives au sein de l'entreprise. Plus précisément, la gouvernance agit à travers plusieurs mécanismes visant l'augmentation de la valeur de l'entreprise. Puisque la gouvernance d'entreprise vise principalement le contrôle du dirigeant et la minimisation de son espace discrétionnaire et dans la mesure où les décisions

des dirigeants ont une influence déterminante sur la performance de l'entreprise, il serait donc évident qu'une bonne gouvernance influence positivement la performance des entreprises. Il en découle que toute entreprise cherchant à survivre et à être compétitive doit accorder une attention particulière à la question de gouvernance et doit essayer de renforcer ce système.

La littérature abonde de travaux qui ont essayé de tester l'effet de la gouvernance sur la performance et la plupart de ces travaux ont montré que la gouvernance a un effet significatif sur la performance de l'entreprise et sur sa valeur sur le marché, et ce pour différents contextes et indicateurs de performance. Parmi ces études, nous pouvons citer celle de Bauer et al (2008) qui utilise les données fournies par le Governance Metrics International (GMI). Les entreprises japonaises constituant l'échantillon sont classées en fonction de six dimensions de gouvernance. Les auteurs ont analysé l'effet de la qualité de la gouvernance sur leurs performances. L'emploi de l'indice total montre que les entreprises ayant une meilleure gouvernance sont plus performantes que les autres à un taux égalant les 15% par an. Gruszczynski (2005) teste aussi cet effet dans le contexte Polonais. Les résultats de son étude montrent une association significative entre le score de gouvernance utilisé et la performance financière des entreprises polonaises (la marge de bénéfice d'exploitation et le rapport de dette). Black, Jang et Kim (2005) ont construit eux-mêmes un indice de gouvernance pour un échantillon composé de 515 entreprises publiques coréennes. Les résultats montrent une corrélation significative entre cet indice et la valeur de marché des entreprises évaluée par le Q de Tobin. le market/book et le market/sales. Cet effet de la gouvernance sur la performance vient du fait que les entreprises subissent de plus en plus de pressions de la part des actionnaires et des forces du marché pour un bon système de gouvernance d'entreprise. En effet, les investisseurs exigent de plus en plus des entreprises de mettre en application des principes rigoureux de gouvernance afin de réaliser de meilleures rentabilités sur leurs investissements. La raison en est que la plupart des investisseurs sont prêts à payer une prime pour les entreprises ayant des niveaux élevés de gouvernance. En conséquence, la mise en place de mécanismes appropriés de gouvernance est un atout que l'entreprise pourrait utiliser pour avoir un avantage concurrentiel en attirant le capital, réduisant les risques financiers pour les investisseurs et par là, le coût du capital (Louizi 2007).

En se basant sur les résultats de ces études, notre recherche essayera, dans un premier temps, d'étudier la corrélation entre un indice de gouvernance publié sur le site du journal canadien «the globe and mail» et des indicateurs de performance. L'hypothèse qu'on va tester pour étudier cette corrélation est, donc, la suivante :

Hypothèse générale: les entreprises qui possèdent des scores de gouvernance plus élevés seront caractérisées par une meilleure performance financière et boursière.

Bebchuk et al (2004) (1) notent que les pratiques de gouvernance n'affectent pas de la même façon la performance des entreprises. En d'autres termes, la composition des indices de gouvernance peut avoir un effet sur les résultats fournis par les estimations. Les effets des composantes peuvent être différents et l'impact de certaines composantes sur la performance peut être compensé par l'effet de certaines autres. Il serait donc intéressant de voir quelles sont les composantes de la gouvernance d'entreprise qui sont les plus déterminantes dans l'étude du lien entre celle-ci et la performance.

Puisque l'indice de gouvernance que nous utilisons est composé de 4 sous-indices, nous allons tester l'effet de chacun de ces sous-indices sur la performance financière et sur la performance boursière.

Le premier sous-indice est la composition du conseil d'administration. D'une manière générale, le conseil d'administration est considéré comme l'un des principaux instruments permettant de remédier aux carences des gestionnaires (F. Adjaoud et al (2007)). C'est ainsi que Hermalin et Weisbach (2003) le qualifient de «cœur de la gouvernance».

Plusieurs éléments se combinent pour avoir une bonne composition du conseil d'administration (la présence des administrateurs externes indépendants, la dualité, la taille du conseil, la présence des comités spécialisés....). La composition du conseil d'administration a fait l'objet de plusieurs études et débats. Dans un environnement caractérisé par des changements très rapides, le défi de tout conseil d'administration consiste à dépasser son rôle traditionnel et à renforcer son rôle de contrôle. Il s'agit donc d'améliorer l'indépendance du conseil, sa composition, sa transparence, la responsabilité envers les actionnaires et les autres acteurs et la fréquence des réunions (Louizi 2007).

Rosenstein et Wyatt (1990) ont montré que la désignation d'un nouvel administrateur externe indépendant entraîne une amélioration significative de la valeur de l'entreprise. Selon Mejdoub (2008), la séparation des fonctions du président du conseil d'administration et du directeur général permet de réduire les coûts d'agence et améliore ainsi la performance. La taille du conseil est aussi considérée comme une variable pouvant avoir un effet significatif sur son efficacité (P. André et E. Schiehll 2004). Selon les résultats de Yermack (1996) et S. Bahagat et Black (2002) (2), cet effet est négatif dans la mesure où le conseil d'administration perd de son efficacité lorsque sa taille augmente. Contrairement à ces résultats, ceux de Godard (2001) montrent l'absence de l'effet de la taille du conseil sur la performance des entreprises françaises. Et ceci quelles que soient les mesures de performance utilisées.

Certaines autres études se sont intéressées à l'effet de la présence de comités spécifiques au sein du conseil. Wild (1994) (3), par exemple, trouve que la réaction du marché aux rapports de

⁽¹⁾ Citée par Bauer et al (2007).

⁽²⁾ Cité par André et Schiehll (2004).

⁽³⁾ Cité par Mejdoub (2008).

bénéfices serait plus favorable après la formation d'un comité d'audit. En revanche, Vafeas et Theodorou (1998) (4) concluent que la formation de comités spécialisés au sein du conseil n'affecte pas essentiellement la performance de l'entreprise.

À travers ces études, nous pouvons formuler notre première hypothèse de la manière suivante :

Hypothèse 1 : plus le score de gouvernance relatif à la composition du conseil d'administration est élevé, plus la performance financière et boursière de l'entreprise est élevée.

Notre deuxième sous-indice concerne le système de rémunération. P. André et E. schiehll (2004) suggèrent que la performance des entreprises sera associée à l'importance relative de la rémunération incitative à long terme tels que les primes en espèces et l'octroi d'options d'achat d'actions. Un tel avis est partagé par Hergli et al (2007) qui considèrent qu'une compensation exécutive modérée et reliée à la performance (comptable ou en termes de valeur de marché) de l'entreprise est un facteur qui influe positivement sur la valeur de la firme. De ce fait, ce type de compensation est considéré comme étant un bon mécanisme de gouvernance. D'où notre deuxième hypothèse :

Hypothèse 2 : plus le score de gouvernance relatif à la politique de rémunération est élevé, plus la performance financière et boursière de l'entreprise est élevée.

Plusieurs études se sont intéressées à l'effet des droits des actionnaires sur la performance des entreprises. D'une manière générale, ces études ont abouti à une corrélation positive entre ces deux variables. Parmi ces études, nous pouvons citer celle de Gompers, Ischii et Metrick (2003) qui ont montré que les entreprises ayant les droits des actionnaires les plus forts possèdent une plus grande valeur, des profits plus élevés, une croissance des ventes plus forte, des dépenses en capital plus faibles. En conséquence, la troisième hypothèse de recherche peut être la suivante:

Hypothèse 3: plus le score de gouvernance relatif au respect des droits des actionnaires est élevé, plus la performance financière et boursière de l'entreprise est élevée.

Enfin, l'augmentation de la divulgation d'informations pourra avoir un effet sur la réduction des coûts d'agence et, par conséquent, l'accroissement de la valeur de l'entreprise (F. Adjaoud, D. Zeghal et S. Andaleeb (2007), Doidge et al (2004). R. Bauer et al (2008), dans le contexte japonais, trouvent que la divulgation de l'information fait partie des facteurs les plus déterminants de la performance. Nous pouvons ainsi formuler la dernière hypothèse de notre étude de la manière suivante :

Hypothèse 4 : plus le score de gouvernance relatif à la divulgation est élevé, plus la performance financière et boursière de l'entreprises est élevée.

⁽⁴⁾ Cité par Weir et al (2002).

2- Méthodologie de la recherche

2-1 Echantillon et source de données

Notre étude est menée sur un échantillon de 134 entreprises canadiennes cotées toutes sur la bourse de Toronto. Les données sont relatives à l'année 2007. L'échantillon couvre des entreprises appartenant à trois secteurs différents qui sont : le secteur industriel, le secteur commercial et le secteur de services.

Les données relatives à nos variables proviennent de deux sources différentes :

- Les données relatives aux variables exprimant la performance à savoir : ROA, ROE et Market-to-Book (MTB), ont été recueillies à partir du site http://www.canadianbusiness.com/rankings/investor500/list.jsp?showNum=50&pgeID=list 3&i500=1&type=a&listType=performance&ye ar=&page=1&customView=&customCols=&content=. Les données relatives à la variable dette (DT) ont été recueillies à partir du même site. Celles relatives à la variable âge (AGE) ont été calculées à partir de la date de création de chaque entreprise jusqu'à 2007. Les valeurs de la variable total des actifs (T) ont été obtenues à partir du site : www.google.com/finance;

- La variable gouvernance est exprimée par un indice, calculé par le journal canadien «The Globe and Mail», appelé «Corporate Governance Index» et dont les valeurs sont disponibles sur le site http://business.theglobeandmail.com/boardgames2007.

Le tableau 1 récapitule avec détails les caractéristiques de notre échantillon :

Tableau 1			
Secteurs	Nombre d'entreprises et %		
Commercial	8 (5,97%)		
Industriel	106 (79,10%)		
Services	20 (14,93%)		
Total 134 (100%)			

2-2 Définitions et mesure des variables

2.2.1- La variable dépendante : la performance de l'entreprise

La performance, sous ses différentes mesures, est la variable endogène sur laquelle agissent les autres variables dans nos estimations. Notre objectif est d'étudier les effets des variables explicatives sur la performance. Au total, deux types de mesure de la performance ont été pris en compte dans notre étude, à savoir : la performance boursière mesurée par le Market-to-Book et la performance financière mesurée par le Return On Assets et le Return On Equity. Etudier ces deux types de performance (boursière et financière) s'avère très important, dans la mesure où cette différenciation permet de tenir compte des différentes caractéristiques de l'entreprise. En effet, alors que le Market-to-Book permet de mesurer la valeur sur le marché de l'entreprise, le ROA et le ROE sont des ratios financiers mesurant la compétitivité de celle-ci et l'efficacité du management.

a- La performance financière (ROA et ROE)

Les mesures *ROA* et *ROE* ont été utilisées par plusieurs auteurs pour désigner la performance financière des entreprises.

ROA (Return on Assets): cette variable représente la rentabilité des capitaux investis et exprime la capacité de ces capitaux à créer un certain niveau de bénéfices opérationnels. Cette mesure a été utilisée par un nombre très important d'auteurs comme Daines (2004), Adams et Santos (2005) (5), Eisenberg et al (1998).

La mesure que nous allons retenir, dans notre étude, pour le calcul du ROA est :

ROE (Return on Equity): représente la rentabilité des capitaux propres et exprime la capacité des capitaux investis par les actionnaires à dégager un certain niveau de bénéfices nets. Plusieurs auteurs ont utilisé, aussi, cette mesure de performance comme Bouri et Bouaziz (2007), Brown et Caylor (2006), Lehman et Weigrand (2000)...

La mesure qu'on retient pour mesurer le ROE est la suivante :

b. La performance boursière (Market-to-Book)

La performance boursière des entreprises est appréhendée à travers un ratio appelé *Market-to-Book (MTB)* exprimant l'accroissement du prix du titre de l'entreprise suite à sa forte valorisation par les investisseurs sur le marché boursier (Maâloul 2008). Shome et Singh (1995) notent que ce ratio constitue un proxy raisonnable des opportunités d'investissement de l'entreprise.

2.2.2- Les variables indépendantes

a- La gouvernance de l'entreprise (GOV)

Rappelons que nous utilisons l'indice de gouvernance fourni par le journal «*The Globe and Mail*». De par sa conception, cet indice s'intéresse à quatre caractéristiques importantes du conseil d'administration à savoir :

- · La composition du conseil d'administration ;
- · Actionnariat et compensation ;
- · Les droits des actionnaires ;
- La divulgation d'information.

Ces quatre caractéristiques constituent les quatre sous-indices de notre indice global de gouvernance.

Chacun de ces sous-indices contient un certain nombre de composantes (il s'agit de 36 composantes). Les composantes sont le reflet des critères des entreprises permettant de répondre à des questions précises. En d'autres

⁽⁵⁾ Cité par Ben Cheikh et Zarai (2008).

termes, un barème de notation est utilisé pour affecter une notation à chaque entreprise en fonction de la réponse à chaque question.

GOV= indice de gouvernance "the Globe and Mail"

b- Les variables de contrôle

Les variables de contrôle sont les variables susceptibles d'avoir un effet significatif sur la performance. Nous retenons : l'âge de l'entreprise, la taille de l'entreprise et l'endettement.

i- L'âge de l'entreprise (AGE)

L'âge de la firme a été souvent considéré comme une variable pouvant avoir un effet très significatif sur la performance. D'une manière générale, la variable âge de l'entreprise est exprimée par le logarithme du nombre d'années d'exercice (Brown et Caylor(2006), Ben Cheikh et Zarai(2008)).

AGE = Log (nombre d'années)

ii- La taille de l'entreprise (T)

La taille de l'entreprise est également considérée comme une variable déterminante dans l'explication de la performance. Utilisée par plusieurs auteurs, cette variable peut avoir à la fois des effets directs et des effets indirects sur la performance.

Plusieurs mesures ont été retenues pour évaluer la taille de l'entreprise. S. Bahagat et Black (2001), Durnev et Kim (2003), P. Andres et al (2005) et Hergli et al (2007) utilisent la mesure «log (ventes)». D'autres auteurs, comme Brown et Caylor (2006), Ben Cheikh et Zarai (2008),

R. Bauer et al (2007), F. Adjaoud et al (2007) ont utilisé la valeur «log (total actifs) ».

Nous retenons la mesure suivante :

T = Log (valeur comptable du total actif)

iii- La dette de l'entreprise (DT)

Le niveau d'endettement de la firme exprime la charge de l'endettement supportée par l'entreprise et qui peut avoir un effet sur la discipline des dirigeants (P. Andres, Azofra et Lopez (2005); Klein, Young et Shapiro (2005); Hergli, Bellalah et Abdennadher (2007)). Pour tenir compte de l'effet de la dette sur la performance, nous utilisons le rapport entre la valeur comptable de la dette et l'actif total. Cette mesure a été utilisée par la plupart des auteurs qui intègrent la dette de l'entreprise comme variable dans leurs modèles (P. André et E. Schiehll (2004), P. Andres, V. Azofra et F. Lopez (2005), Hergli et al (2007)).

Ainsi, nous avons:

DT = Actif total

2-3 Modèle d'analyse

Après avoir présenté toutes les variables de notre modèle ainsi que leurs mesures, nous pouvons déduire notre modèle d'analyse qui exprime le lien entre la performance et la gouvernance :

Perf_i = C +
$$\alpha_1$$
 GOV_i + α_2 T_i + α_3 AGE_i + α_4 DT + ε_i
Où $i = 1 \dots \dots \dots 134$ désigne les entreprises.

Perf: désigne la variable performance,

Gov : l'indice de gouvernance,

T : la taille de l'entreprise,

AGE: l'âge de l'entreprise,

DT : la dette de l'entreprise,

C: la constante et ϵ le terme d'erreur.

3- Analyses et discussions des résultats

3-1 Analyse bi-variée

Les graphiques suivants montrent la corrélation entre la gouvernance et les indicateurs de performance financière (ROE et ROA) et boursière (MTB). Les courbes de tendance tracées sur les graphiques permettent d'avoir une idée sur la corrélation entre les différentes variables. Nous pouvons voir que, sur les trois graphiques, l'échantillon est très éparpillé et la relation entre la gouvernance et les indicateurs de performance n'est pas très visible. En fait, nous remarquons que les courbes de tendance sur les deux premiers graphiques sont légèrement croissantes et une relation

et les variables ROE et ROA n'est pas très visible. Sur le troisième graphique, la courbe de tendance est plutôt plate, voire décroissante, d'où l'absence d'une relation positive entre la variable GOV et la variable MTB.

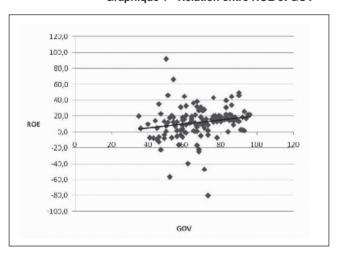
positive entre la variable GOV

Au total, nous pouvons dire qu'une relation entre la performance et la gouvernance n'est pas très évidente pour notre échantillon.
Une étude économétrique, dans laquelle la performance sera rattachée à ses éventuels déterminants devient très utile

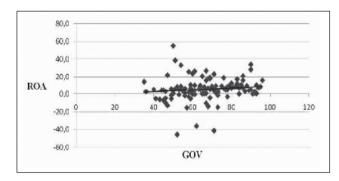
Dans ce qui suit, nous passerons à une étude économétrique à travers laquelle nous essayerons de tester la présence d'un effet de la performance (ROE, ROA et MTB) sur la gouvernance des entreprises canadiennes et de voir sous quelles conditions cet effet peut avoir lieu.

Pour vérifier l'existence d'une corrélation entre les variables relatives à notre échantillon, une matrice de corrélation a été menée (non reportée dans ce document). Cette dernière a montré la présence d'une corrélation positive entre la variable GOV et les indices de performance ROE et ROA. Cette corrélation est négative entre GOV et le MTB. Ces corrélations restent, toutefois, faibles.

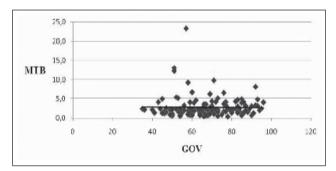
Graphique 1 - Relation entre ROE et GOV



Graphique 2 - Relation entre ROA et GOV



Graphique 3 - Relation entre MTB et GOV



3-3 Etude de l'effet de la performance sur la gouvernance en utilisant l'indice global de gouvernance

Dans cette partie, nous avons mené trois estimations qui se différencient par l'indice de performance utilisé. Ainsi, les deux premiers modèles testent l'effet de la gouvernance sur la performance financière. Le troisième modèle teste cet effet sur la performance boursière. Les modèles estimés dans cette étape sont donc les suivants :

Modèle 1 : $ROE_i = cte + \alpha_1 GOV_i + \beta_1 T_i + \beta_2 AGE_i + \beta_2 DT_i + \varepsilon_i$

Modèle 2 : $ROA_i = cte + \alpha_1 GOV_i + \beta_1 T_i + \beta_2 AGE_i + \beta_3 DT_i + \varepsilon_i$

Modèle 3 : MTB_i = cte + α_1 GOV_i + β_1 T_i + β_2 AGE_i + β_3 DT_i + ε_i

Où $i = 1 \dots 134$ désigne les entreprises.

Gov : l'indice de gouvernance,

T: la taille de l'entreprise,

AGE : l'âge de l'entreprise,

DT : la dette de l'entreprise,

C: la constante et ϵ le terme d'erreur.

Avant toute étude économétrique de ce type, un test du problème de multicollinéarité est nécessaire pour s'assurer que les variables ne communiquent pas la même information. Ainsi, nous avons calculé les inflations de la variance des différentes variables explicatives de nos trois modèles. L'analyse montre que les inflations de la variance de toutes les variables sont inférieures à 10 (6), ce qui implique l'absence d'un

problème de multicollinéarité entre les variables pour nos estimations.

Les différents résultats, pour les trois estimations, sont donnés dans le tableau suivant :

Tableau 2- Etude de l'effet de la performance sur la gouvernance (indice global)

Variables	ROE	ROA	MTB
	(Modèle 1)	(Modèle 2)	(Modèle 3)
Constante	-29.649** (11.532)	-13.844 (9.120)	6.980*** (2.897)
GOV	0.096	0.056	0.020
	(0.117)	(0.073)	(0.012)

⁽⁶⁾ Voir, par exemple, Stine 1995.

Variables	ROE	ROA	MTB
	(Modèle 1)	(Modèle 2)	(Modèle 3)
AGE	0.001	0.003	0.005
	(0.043)	(0.026)	(0.006)
T	4.975*** (1.60)	2.352** (1.181)	-0.774* (0.418)
DT	-0.080*** (0.028)	-0.053*** (0.014)	0.004 (0.004)
R ² Nombre d'observations	0.124	0.091	0.104
	134	134	134

Les valeurs entre parenthèses représentent les erreurs types

Il est important de noter que la valeur faible du R² dans le tableau 2 montre la faiblesse du pouvoir explicatif de notre modèle.

Ces résultats peuvent être interprétés, d'abord par le fait que nos estimations sont de type Crosssection, c'est-à-dire basées sur un échantillon d'individus différents pour une période déterminée (7). Ensuite, il est à noter que la performance est une variable multidimensionnelle. Il est donc très difficile de trouver et d'intégrer tous ses déterminants dans un seul modèle.

Enfin, nous remarquons que, selon les trois estimations, la gouvernance n'exerce un effet ni sur la performance financière (modèles 1 et 2) ni sur la performance boursière (modèle 3). La variable GOV n'est pas significative dans les trois modèles. Donc notre hypothèse générale n'est pas vérifiée.

Les chiffres du tableau montrent que la variable AGE n'est significative ni pour les mesures de performance financière (0.001 pour le ROE et 0.003 pour le ROA), ni pour la mesure de performance boursière (0.005 pour le MTB). Donc, il nous est impossible à partir de ces résultats de trancher quant à l'effet de la variable AGE sur la performance des entreprises canadiennes. Ce résultat n'est pas conforme à nos attentes et aux résultats trouvés par d'autres auteurs et dans d'autres contextes. Ben Cheikh et Zarai, par exemple, trouvent que, pour le contexte tunisien, la variable âge influence significativement (au seuil de 1%) et positivement la performance boursière (MTB) et la performance comptable (ROA) des entreprises.

La variable total des actifs (T), est positive et significative dans les deux équations utilisant ROE (4.975***) et ROA (2.352**). Ceci est conforme à notre hypothèse selon laquelle la taille exerce un effet positif sur la performance financière. Plusieurs auteurs ont trouvé des résultats semblables comme Durney et Kim (2003), Bohren et Odegaard (2001). Ces études réalisées dans des contextes différents découvrent une association positive entre la taille et la performance. Une association qui passe par l'importance du contrôle que subissent les entreprises de grande taille. Plus encore, l'étude de F. Adjaoud, D. Zeghal et S. Andaleeb (2007) montre que la variable taille influence positivement et d'une manière significative les mesures de performance à la Valeur Ajoutée Marché (Market Value Added) et la Création de Valeur Intrinsègue (Economic Value Added) (p = 0.000), dans le contexte canadien.

^{*}significatif au seuil de 10%, **significatif au seuil de 5%, ***significatif au seuil de 1%.

⁽⁷⁾ Dans le contexte américain, par exemple, le R² ajusté des modèles de Brown and Caylor (2006) sont aux alentours de 2%.

À l'inverse, les études de P. André et E. Schiehll (2004), Morck et al (1988), Agrawal et Knoeber (1996), Barnhart et Rosenstein (8) (1998) et Klein, Young et Schapiro (2005) aboutissent à un résultat inverse.

Toutefois, l'utilisation de la variable MTB comme indice de performance boursière, donne un coefficient négatif (-0.774*) et significatif au seuil de 10% de la taille de la firme. Ce résultat est conforme avec ceux d'André et Schiehll (2004), Morck et al (1988), Agrawal et Knoeber (1996), Barnhart et Rosenstein (1998) et Klein, Young et Schapiro (2005).

Enfin, la variable dette (DT) est significative au seuil de 1% dans les deux premières équations, ce qui confirme notre hypothèse selon laquelle la dette exerce un effet négatif sur la performance financière. Ce résultat a été confirmé par P. André et E. Schiehll (2004) qui trouvent des coefficients négatifs et significatifs au seuil de 1%. La charge de la dette est ainsi une variable qui risque de réduire considérablement la performance des entreprises. Toutefois, ce résultat contredit celui de Klein, Young et Schapiro (2005).

En somme, l'utilisation de l'échantillon total et de l'indice global de gouvernance ne permet pas de confirmer un effet positif de la gouvernance sur la performance.

Nous essayerons dans ce qui suit de décomposer l'indice global de gouvernance. En fait, il est probable que les différents sous-indices de

l'indice global n'agissent pas sur la performance de la même manière. Il est possible que les effets positifs de certains sous-indices soient compensés par les effets négatifs de certains autres. La décomposition de l'indice nous permettra, donc, de tester l'effet de chacun des sous-indices de gouvernance, pris à part, sur les trois mesures de performance.

3-4 Etude de l'effet de la performance sur la gouvernance en utilisant les sous-indices composant l'indice global de gouvernance

La décomposition de l'indice de gouvernance consiste à remplacer cet indice par ses quatre sous-indices (BC, SC, SR, DIV) dans les trois équations de performance. Les modèles estimés, dans cette étape, sont ainsi les suivants :

$$\begin{aligned} &\textbf{Modèle 4:} \ \mathsf{ROE} = \mathsf{cte} + \alpha_1 \ \mathsf{BC} + \alpha_2 \ \mathsf{SC} + \alpha_3 \ \mathsf{SR} + \\ &\alpha_4 \ \mathsf{DIV} + \beta_1 \ \mathsf{T} + \beta_2 \ \mathsf{AGE} + \beta_3 \ \mathsf{DT} + \epsilon_i \end{aligned}$$

Modèle 5: ROA = cte' +
$$\alpha'_1$$
 BC + α'_2 SC + α'_3 SR + α'_4 DIV + β'_1 T + β'_2 AGE + β'_3 DT + ϵ'_7

$$\begin{aligned} & \textbf{Modèle 6}: \text{MTB} = \text{cte"} + \alpha_{_{_{1}}}^{\text{"}} \text{BC} + \alpha_{_{_{2}}}^{\text{"}} \text{SC} + \alpha_{_{_{3}}}^{\text{"}} \text{SR} + \\ & \alpha_{_{4}}^{\text{"}} \text{DIV} + \beta_{_{_{1}}}^{\text{"}} \text{T} + \beta_{_{2}}^{\text{"}} \text{AGE} + \beta_{_{3}}^{\text{"}} \text{DT} + \epsilon_{_{i}}^{\text{"}} \end{aligned}$$

Οù

BC: La composition du conseil d'administration;

SC: Actionnariat et compensation;

SR: Les droits des actionnaires;

DIV: La divulgation d'informations.

 $i = 1 \dots 134$ désigne les entreprises.

T : la taille de l'entreprise,

AGE: l'âge de l'entreprise,

DT : la dette de l'entreprise,

C : la constante et & le terme d'erreur.

⁽⁸⁾ Cités par André et Schiehll (2004).

<u>Tableau 3</u>- Etude de l'effet de la performance sur la gouvernance à travers une décomposition de l'indice global de gouvernance

Variables	ROE	ROA	MTB
variables	(Modèle 4)	(Modèle 5)	(Modèle 6)
Constante	-29.945**	-15.857	7.871***
Constante	(12.543)	(9.552)	(2.860)
BC	0.182	0.217	-0.086
ВО	(0.396)	(0.227)	(0.062)
SC	-0.224	-0.088	0.118*
	(0.626)	(0.382)	(0.070)
SR	0.051	0.052	0.142*
	(0.273)	(0.184)	(0.073)
DIV	0.612	-0.060	-0.207
	(1.309)	(0.592)	(0.133)
AGE	0.004	0.008	0.002
	(0.045)	(0.026)	(0.006)
Т	5.040***	2.414**	-0.793**
	(1.647)	(1.195)	(0.355)
DT	-0.079***	-0.053***	0.005
	(0.026)	(0.015)	(0.004)
R² Nombre	0.128 134	0.096 134	0.204 134
d'observations	101	101	

Les valeurs entre parenthèses représentent les erreurs types

Les différentes estimations montrent que les sous-indices n'exercent pas d'effet significatif sur la performance financière. Ainsi, nos quatre hypothèses ne sont pas vérifiées pour les modèles 4 et 5.

Toutefois, l'effet de ces mêmes sous-indices est partiellement vérifié pour la performance boursière (modèle 6). Dans ce modèle, seules les hypothèses 2 et 3 ont été vérifiées. En effet, les coefficients relatifs aux variables compensation (SC) et droits des actionnaires (SR) sont positifs

et significatifs. La performance boursière varie, donc, en fonction de la compensation et des droits des actionnaires. D'autres études comme celle de P. André et E. Schiehll (2004) et de Peter, Shapiro et Young (2005) sont arrivées à ce même résultat. Pour ces auteurs, le système de rémunération et les droits des actionnaires exercent un effet positif et significatif sur la performance boursière. Ce résultat peut être expliqué par le fait que les investisseurs valorisent mieux les entreprises qui ont de meilleures politiques de rémunération et qui protègent plus les droits des actionnaires (Peter, Shapiro et Young (2005)). En fait, l'adoption d'un système de rémunération qui satisfait aussi bien les actionnaires que les dirigeants et l'attribution aux actionnaires de leurs droits ont pour effet de réduire significativement les problèmes d'agence au sein de l'entreprise et d'augmenter, par conséguent, sa valeur sur le marché.

En revanche, nous retrouvons des coefficients non significatifs relatifs aux variables composition du conseil (BC) et divulgation (DIV). Les hypothèses 1 et 4 ne sont, donc, pas vérifiées.

Les résultats trouvés montrent que l'effet de la gouvernance sur la performance financière et boursière reste indéterminé. Ni l'utilisation de l'indice global, ni sa décomposition ne permettent de prouver son existence et son signe avec précision. Ce résultat va dans le même sens que celui d'Adjaouad, Zghal et Andaleeb (2007) qui aboutissent à l'absence de lien entre la gouvernance et les mesures traditionnelles de la performance au canada.

^{*}significatif au seuil de 10%, **significatif au seuil de 5%, ***significatif au seuil de 1%.

Les résultats, non significatifs, trouvés nous ont motivé d'aller plus loin dans notre investigation et de chercher si au sein de notre échantillon, il existe des entreprises dont le système de gouvernance affecte la performance des entreprises. Par l'étude de la linéarité de nos modèles, nous essayerons de voir si le lien entre gouvernance et performance est conditionné par les caractéristiques des entreprises elles-mêmes.

Notre travail se différencie, par conséquent, de celui d'Adjaouad, Zghal et Andaleeb (2007) qui trouvent des justifications de leurs résultats dans la modification des indicateurs de performance dans le contexte canadien.

En effet, il est très important de penser à la possibilité d'une hétérogénéité des entreprises de notre échantillon, ou autrement dit, à la non-linéarité du modèle sur tout l'échantillon considéré. Plus précisément, en utilisant cet échantillon, nous faisons l'hypothèse implicite que la relation entre la performance et la gouvernance est identique pour toutes les firmes de notre échantillon. Or, en réalité, il est possible pour certaines firmes que cette relation soit atypique ou indirecte. Pour tester cette hypothèse de linéarité du modèle, nous avons utilisé la méthode de Hansen (2000). Cette méthode permet de voir si le modèle utilisé est applicable à toutes les entreprises de l'échantillon. Autrement dit, si on suppose que la relation entre les variables prend une forme bien déterminée, cette forme est-elle la même pour toutes les entreprises de l'échantillon ?

3-5 Etude de la linéarité de la relation Performance-Gouvernance à travers le modèle à seuil

Hansen (2000) propose un test qui permet de chercher la variable de transition entre les différents régimes d'une manière endogène. En effet, il n'est pas nécessaire de fixer une variable à priori qui diviserait l'échantillon en plusieurs sous-groupes d'entreprises. Autrement dit, ce test identifie les variables pour lesquelles il existe un seuil. Ce seuil diviserait l'échantillon en sous-groupes différents. Pour chaque sous-groupe, il y aura un modèle spécifique quant à la relation entre les variables. À travers le calcul d'un multiplicateur de Lagrange, le test proposé par Hansen permet de déterminer les variables possédant un seuil qui va diviser l'échantillon.

L'hypothèse de l'existence d'un seuil peut être formulée de la manière suivante :

$$Y_i = \theta_i x_i + e_i q_i \le \gamma (1)$$

$$Y_i = \theta_2 x_i + e_i q_i > \gamma (2)$$

Donc, il s'agit de tester l'hypothèse $H_0: \theta_1=\theta_2$ où q_i désigne la variable de transition ou le seuil à partir duquel la nature du lien entre la variable dépendante et les variables explicatives change. Nous avons utilisé ce test pour étudier l'existence d'un seuil dans notre échantillon. Nous avons appliqué ce test sur toutes les variables du modèle et en particulier les variables relatives à la gouvernance. Les résultats (tableaux 6 et 7) montrent la présence d'un seuil qui divise notre échantillon en deux groupes différents selon la variable divulgation (DIV).

<u>Tableau 4</u>- Etude de l'homogénéité de l'échantillon en utilisant ROE comme indice de performance : $ROE_i = cte + \alpha_1 GOV_i + \beta_1 T_i + \beta_2 AGE_i + \beta_3 DT + \epsilon_i$

	ROE		
Variables	Régime 1 (DIV ≤ 3.00)	Régime 2 (DIV > 3.00)	
Constante	46.620 (62.916)	-38.096*** (12.779)	
GOV	-1.027 (0.908)	0.207** (0.102)	
AGE	-0.151 (0.289)	-0.016 (0.046)	
Т	3.809 (5.593)	4.866*** (1.640)	
DT	-0.124 (0.077)	-0.040* (0.024)	
R ² Nombre d'observations	0.177 19	0.200 115	

Les valeurs entre parenthèses représentent les erreurs types

DIV : Le niveau de divulgation des entreprises

Le tableau 4 montre que la variable DIV divise notre échantillon en deux groupes d'entreprises. Celles qui ont un score de la variable DIV inférieur ou égal à 3 et celles ayant un score supérieur à 3. Nous pouvons remarquer que pour le premier groupe (ayant un score inférieur ou égal à 3), toutes les variables ne sont pas significatives. Toutefois, pour le reste des entreprises (ayant un score supérieur à 3), la plupart de nos variables ont les signes attendus avec des coefficients significatifs. La variable gouvernance exerce un effet positif sur la performance financière pour les entreprises ayant un niveau de divulgation élevé. Notre hypothèse générale considérant que la gouvernance exerce un effet positif sur la performance financière et boursière est, par conséquent, vérifiée seulement pour les entreprises dont le niveau de divulgation est supérieur ou égal à 3 ou 4.

$$\label{eq:table_equation} \begin{split} & \underline{\textbf{Tableau 5-}} \textbf{Etude de l'homogénéité de l'échantillon} \\ & \textbf{en utilisant ROA comme indice de performance :} \\ & \textbf{ROA}_i = \textbf{cte} + \alpha_i \ \textbf{GOV}_i + \beta_1 \ \textbf{T}_i + \beta_2 \ \textbf{AGE}_i + \beta_3 \ \textbf{DT} + \epsilon_i \end{split}$$

	ROA		
Variables	Régime 1 (DIV ≤ 4.00)	Régime 2 (DIV > 4.00)	
Constante	10.263 (13.915)	-34.561 *** (12.413)	
GOV	-0.135 (0.154)	0.214*** (0.078)	
AGE	0.057 (0.065)	-0.021 (0.025)	
Т	0.638 (2.102)	3.526*** (1.391)	
DT	-0.051* (0.029)	-0.058*** (0.0156)	
R ² Nombre d'observations	0.067 40	0.226 94	

Les valeurs entre parenthèses représentent les erreurs types

Le tableau 5 résulte de la même procédure utilisée dans les estimations relatives au tableau 6. Le test de Hansen (2000) montre l'existence d'un seuil égal à 4 pour la variable DIV.

Nous pouvons remarquer, d'après ce tableau, qu'à droite du seuil c'est-à-dire pour les entreprises ayant un score supérieur à 4, la plupart de nos hypothèses sont vérifiées. Ainsi, il en découle que la gouvernance exerce un effet positif sur la performance financière exprimée par un coefficient positif et très significatif de la variable GOV.

^{*}significatif au seuil de 10%, **significatif au seuil de 5%, ***significatif au seuil de 1%.

^{*}significatif au seuil de 10%, **significatif au seuil de 5%, ***significatif au seuil de 1%.

Les résultats des tableaux 4 et 5 confirment les constats qui supposent qu'une meilleure divulgation pourrait se traduire par une meilleure transparence de l'entreprise vis-àvis des investisseurs et des actionnaires. Une entreprise plus transparente possède donc une meilleure gouvernance se traduisant par une meilleure performance.

Le test de Hansen a aussi été appliqué sur l'équation utilisant MTB comme indice de performance. Toutefois, les résultats de ce test montrent l'absence d'effet seuil. Donc, pour tout l'échantillon, l'effet de la gouvernance sur la performance boursière est absent ou indéterminé.

L'effet de la gouvernance sur la performance pour notre échantillon canadien est significatif seulement pour les entreprises qui divulguent beaucoup d'informations. Autrement, celles qui sont plus transparentes. D'où l'intérêt du test de Hansen (2000) qui nous a permis de diviser notre échantillon en deux groupes, celles qui divulguent plus et celles qui divulguent moins d'informations afin d'apprécier cet effet. Nous pouvons alors souligner l'importance de la variable divulgation dans l'amélioration de la performance des entreprises. Cet effet a été confirmé par F. Adjaoud, D. Zeghal et S. Andaleeb (2007) et Doidge et al (2004). Selon ces auteurs, plus l'entreprise améliore sa divulgation, plus sa performance augmente. Naciri (2006) affirme, de sa part, qu'un des éléments majeurs de la bonne gouvernance réside dans la transparence. La transparence consiste, selon l'auteur, à fournir une information vraie, fiable, pertinente et délivrée en temps opportun aux utilisateurs et ce, afin de leurs permettre de suivre adéquatement le comportement des dirigeants et de prendre les décisions qui s'imposent. L'auteur ajoute qu'en plus des états financiers traditionnels. cette information doit couvrir l'ensemble de la performance de l'entreprise, le positionnement et les perspectives futures, la planification stratégique et les politiques, la gestion du risque et les critères de mesures de la performance ainsi que les politiques de rémunération etc (Dipiazza 2002) (9). Selon Naciri (2006), une étude réalisée en Asie par CFO Asia rapporte que parmi les 116 plus grandes firmes cotées en Asie, celles qui divulguent le plus d'information affichent les meilleures performances en matière de bénéfices et de cours boursiers (Apple Daily 2002) (10). Plusieurs autres études ont démontré qu'une divulgation d'information suffisante peut s'avérer un mécanisme efficace pour réduire l'asymétrie informationnelle et d'autres inefficacités du marché (F. Adjaoud, D. Zeghal et S. Andaleeb (2007), Doidge et al (2004) (11)). Nous pouvons, alors, déduire que la divulgation renforce l'effet positif de la gouvernance sur la performance.

Enfin, remarquons que notre hypothèse générale est vérifiée pour les entreprises qui divulguent plus d'informations et ceci pour le cas de la performance financière. En effet, lorsque la divulgation est supérieure à un certain seuil (3 ou à 4), l'effet de la gouvernance devient positif et

⁽⁹⁾ Cité par Naciri (2006).

⁽¹⁰⁾ Cité par Naciri (2006).

⁽¹¹⁾ Cité par Adjaoud et al (2007).

significatif sur la performance financière mesurée par le ROE et le ROA respectivement, toutefois, l'effet de la gouvernance n'est pas significatif pour le cas de la performance boursière MTB.

Conclusion

Les résultats empiriques de notre étude montrent deux constats nouveaux par rapport aux études antérieures. Le premier est relatif à l'hétérogénéité des entreprises. L'hypothèse, qui consiste à considérer que le lien entre la performance et la gouvernance peut être identique d'une entreprise à une autre, doit être révisée. Ainsi, une étude contextuelle des entreprises analysant la participation de leur mode de gouvernance sur leur performance serait d'une grande importance. Le second est que, pour notre échantillon, l'effet de la gouvernance sur la performance financière des entreprises canadiennes est conditionné par leur degré de divulgation. Un seuil relatif à l'indice de divulgation doit être affranchi pour que la gouvernance puisse se traduire par un effet positif sur la performance financière. Ce résultat montre bien l'importance de la divulgation sur la performance des entreprises canadiennes. En fait, lorsque l'entreprise devient plus transparente, les mécanismes de gouvernance s'améliorent du fait que la plupart de ses politiques et informations deviennent publiques (Wirtz (2004)). Par conséquent, l'effet global de la gouvernance sur la performance devient positif et significatif.

Notre travail confirme la complexité et l'ambigüité de la nature du lien entre la performance et la gouvernance de l'entreprise. Nos estimations montrent l'absence de linéarité du modèle étudié

sur l'ensemble de l'échantillon des entreprises canadiennes. Pour les entreprises ayant un niveau élevé de divulgation, il existe un effet positif de la gouvernance sur la performance financière. Pour les entreprises ayant un niveau faible de divulgation, ce lien n'est pas significatif. En fait, notre étude montre que le lien entre la gouvernance et la performance peut être modéré par les caractéristiques des entreprises et plus particulièrement le niveau de divulgation.

L'intégration de nouvelles variables dans les modèles estimés, comme la R&D et le développement institutionnel du pays, par exemple, pourrait également révéler l'existence de certaines conditions pour que la gouvernance se traduise par un effet positif sur la performance. La recherche des conditions préalables à l'apparition de cet effet est ainsi d'une grande importance.

Enfin, nous pouvons suggérer l'utilisation de modèles à équations simultanées, qui étudient l'effet indirect de la gouvernance sur la performance. Ceci pourrait donner plus de clarification sur la nature du lien entre la gouvernance et la performance.

Bibliographie:

- Adjaoud F. Mamoghli C. Siala F., 2007, «La réputation de l'audit externe et les mécanismes de gouvernement d'entreprise : interactions et effet sur la performance», 28^{ème} congrès de l'association Francophone de comptabilité.
- Adjaoud F. Zeghal D. Andaleeb S., 2007, «The Effect of Board's Quality on Performance: a study of Canadian firms», Journal compilation, Volume 15, Number 4 July.

- André P. Schiehll E., 2004, «Systèmes de gouvernance, actionnaires dominants et performance future des entreprises», Finance-Contrôle-Stratégie, Volume 7, N° 2, pp. 165-193.
- Andres P. Azofra V. Lopez F., 2005, «Corporate boards in OECD countries: size, composition, functioning and effectiveness», Blackwell Publishing Ltd, Volume 13, Number 2 March.
- Bahagat S. Black, 2001, «The non-correlation between board independence and long term firm performance», Journal of Corporation Law, pp 231-274.
- Bauer R. Frijns B. Otten R. Tourani-Rad A., 2008, «The impact of corporate governance on corporate performance: evidence from japan», Pacific-Basin Finance Journal, vol 16, pp 236 251.
- Ben Cheikh S. Zarai M. A., 2008, «Importance des facteurs organisationnels sur le pouvoir managérial et la performance de la firme», Colloque international «fiscalité-droit-gestion 2008», 8, 9 et 10 Mai 2008.
- Black B. Jang H. Kim W., 2005, «Does Corporate Governance Affect Firms' Market Values? Evidence from Korea», working paper, N° 86/2005.
- Bohren O. Odegaard B. A., 2001, *«Corporate governance and economic performance in Norwegian listed firms»*, téléchargeable sur : http://financeold.bi.no/~governance/Report_Performance.pdf.
- Bouri A. Bouaziz W., 2007, «Indices de gouvernance actionnariale contre indices de gouvernance partenariale : application aux banques tunisiennes cotées», 4th International Finance Conference «Investissement & Financement : immatériel, TIC et valeur» 15-17 Mars 2007, Yasmine-Hammamet, Tunisie.
- Brown L. Caylor M., 2006, «Corporate governance and firm performance», Working paper.
- Charreaux G., 1996, «Vers une théorie du gouvernement des entreprises», Chapitre 15, in G.

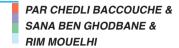
- Charreaux (ed.) : Le gouvernement des entreprises, Économica.
- Chatelin C. Trébucq S., 2003, «Stabilité et évolution du cadre conceptuel en gouvernance d'entreprise : un essai de synthèse», Communication pour les neuvièmes journées d'histoire de la comptabilité et du management ; Jeudi 20 et Vendredi 21 mars.
- Durnev A. Kim E. H., 2003, «To steal or not to steal: Firm attributes, Legal environment, and valuation», Current Draft: September 22, 2003.
- Eisenberg T. Sundgren S. Wells M. T., 1998, «Larger board size and decreasing firm value in small firms», Journal of Financial Economics, 48 (1998), pp 35-54.
- Godard L. 2001, « La taille du conseil d'administration : déterminants et impact sur la performance», Cahier du FARGO, n° 1010702.
- Gompers P. A. Ischii J. L. Metrick A., 2003, «Corporate governance and equity prices», Quarterly Journal of Economics, 118, 1.
- Gruszczynski M., 2005, «corporate governance and financial performance of companies in Poland», Warsaw School of Economics, Department of Applied Econometrics, Al. Niepodleglosci 164, 02-554 Warszawa, Poland, Working Paper N° 2-05.
- Hansen B. E., 2000, «Sample splitting and threshold estimation», Econometrica, vol 68, pp 575-603.
- Hergli M. Bellalah M. Abdennadher N., 2007,
 «Gouvernance d'entreprise et valeurs de marché en Tunisie», 4th International Finance conference, 15-17
 Mars 2007, Hammamat, Tunis.
- Hermalin B. E. Weisbach M. S., 2003, «Boards of directors as an endogenously determined institution: a survey of the economic literature», Economic Policy Review, Federal Reserve Bank of New-York, issue Apr, pp 7-26.

- Klein P. Young J. and Shapiro D., 2005, «Corporate Governance, Family Ownership and Firm Value: the Canadian evidence», Blackwell Publishing Ltd 2005. 9600 Garsington Road, Oxford, OX4 2DQ, UK and 350 Main Street, Malden, MA 02148, USA, Volume 13. Number 6.
- Louizi A. 2007, «Les pratiques de gouvernance et la performance des entreprises Françaises», XVI^{ème} Conférence Internationale de Management Stratégique, Montréal, 6-9 Juin 2007.
- Maâloul A. 2008, «Le rôle de la valeur ajoutée comme indicateur du capital intellectuel», Université de Sfax, mémoire pour l'obtention du diplôme de master en comptabilité.
- Mayer C. 1996, «Gouvernement d'entreprise, concurrence et performance», Revue Economique, Vol 2, N° 27.
- Mejdoub I., 2008, «Mécanismes de gouvernance et performance financière des entreprises : un état de l'art», 7^{ème} Colloque International de la Recherche en Sciences de Gestion, Hammamet Tunisie, les 13, 14 & 15 Mars 2008.
- Naciri A., 2006, «Traité de gouvernance corporative», Les presses de l'université LAVAL.
- Peter K. Shapiro D. Young J., 2005, «Corporate Governance, Family Ownership and Firm Value : the

- Canadian Evidence», Corporate Governance, vol. 13, n° 6, pp. 769-784.
- Rosenstein S. Wyatt J. G., 1990, "Outside directors, board indépendence, and schareholder wealth", Journal of financial economics, 26, pp. 175-191.
- Shome D. K. Singh S., 1995 *«Firm value and external blockholdings»*, *Financial Management, Vol 24, N° 4*, pp. 3-14.
- Wirtz P., 2004, «Meilleures pratiques de gouvernance, théorie de la firme et modèles de création de valeur : une appréciation critique des codes de bonne conduite», Cahier 140 du FARGO n° 1040401, FARGO Centre de recherche en Finance, Architecture et Gouvernance des Organisations.
- Yermack D., 1996, "Higher market valuation of companies with a small board of directors", Journal of financial economics, 40, pp. 185, 211.

Sites Web

- http://business.theglobeandmail.com/ boardgames2007
- http://www.canadianbusiness.com/rankings/ investor500/list.jsp?showNum=50&pageID=list3&i50 0=1&type=a&listType=performance&year=&page=1 &customView=&customCols=&content=www.google.com/finance



L'impact des **provisions** pour **créances douteuses** sur la **valorisation** de

l'entreprise : application au secteur bancaire tunisien

L'activité bancaire est devenue le pôle d'intérêt de tous les acteurs sur le marché financier surtout suite aux répercussions graves ressenties après les dernières crises. Ainsi, nous tentons à travers cette recherche de revoir les estimations faites par les banquiers du risque d'insolvabilité. Nous revoyons l'impact des provisions pour créances douteuses sur la valeur de l'entreprise et sur ses cash flows. À travers un échantillon de dix banques universelles tunisiennes et sur une période de cinq ans, nous avons conclu qu'il n'existe pas de corrélation positive entre la composante discrétionnaire de ces provisions et les cash flows des banques et que ces provisions discrétionnaires sont positivement corrélées à la valeur de marché des actions des banques.

Introduction

Au cœur des crises financières, plusieurs questions se posent dont l'objectif unique est de déterminer les sources de dysfonctionnement pour leurs y faire face. Les institutions financières qui ont subi, depuis novembre 2008, un choc surprenant, deviennent le pôle d'intérêt de tous les acteurs sur la scène financière : comment fonctionnent ces institutions, quelles procédures adoptent-elles lors de l'accord des crédits et sont-elles en mesure d'estimer les risques y afférents ?

En ce sens, les pratiques comptables, étant placées au cœur du fonctionnement des marchés, sont accusées d'être source d'incohérence. En effet, la crédibilité de l'information financière communiquée et la confiance entre les différents acteurs sur le marché sont remises en cause. Les chercheurs se demandent, alors, si la comptabilité n'offre-t- elle pas une souplesse incarnée par la diversité des méthodes autorisées surtout en matière d'estimations comptables ? En ce sens, la question qui se pose toujours et d'une manière de plus en plus fréquente est : Jusqu'à quand la comptabilité

pourrait-elle donner une description réaliste de l'activité des entreprises ?

À cet effet, la détermination des provisions pour créances douteuses basée sur des critères préfixés par les autorités compétentes tel que le critère de l'antériorité des impayés, fait aussi appel à certaines estimations de la part des préparateurs de l'information financière. Ces derniers pourraient avoir des anticipations pessimistes ou optimistes quant à la situation du client et à l'évolution de la conjoncture économique et, par la suite, nous pourrions observer l'adoption d'une prudence excessive. Ainsi, l'objectivité et la fiabilité de l'information communiquée pourraient être remises en cause, créant ainsi une asymétrie informationnelle. C'est dans cette perspective que nous nous posons la question suivante:

Ainsi, et au-delà de la définition de critères stricts d'inscription et d'évaluation des provisions, quel est l'impact des provisions pour créances douteuses discrétionnaires sur les cash flows et la valeur boursière des banques tunisiennes ?

L'objectif de cette recherche consiste, alors, à mettre l'accent sur les difficultés de détermination des provisions pour créances douteuses et analyser leurs effets sur la valorisation de l'établissement bancaire. Nous pourrons avancer à ce niveau, qu'une bonne politique de provisionnement marquera son effet sur la valeur de l'entreprise et sur ses différents indicateurs.

En ce sens, nous procédons au cours de cette étude à une présentation des différentes recherches antérieures ayant abordé le problème de provisionnement des crédits et nous présentons par la suite, les hypothèses posées, la méthodologie adoptée et nous finirons par l'analyse des résultats obtenus pour pouvoir émettre nos conclusions face au problème soulevé.

2. Revue de la littérature

Aborder le suiet des provisions pour créances douteuses nous mène à s'attarder sur les principes et les méthodes d'évaluation adoptées par les praticiens pour estimer ces charges. En ce sens, Jaffée & Modigliani (1969) (1) montrent que la discrimination entre les emprunteurs solvables et ceux non solvables est une tâche difficile en présence d'asymétrie d'information. Les auteurs ont basé le développement théorique de leur modèle sur le risque de défaut de remboursement dû à la rentabilité aléatoire des projets d'investissement. De ce fait, l'asymétrie d'information crée des problèmes de selection adverse et de risque moral sur le marché de crédit qui peut être en mesure de les contrôler. Cependant, on estime que les forces du marché à elles seules ne peuvent pas y faire face. Ce qui nécessite, bien évidemment, l'intervention des autorités de réglementation sur le marché

⁽¹⁾ D'après Jaffée & Modigliani : «A theory and test of credit rationing», American economic review, vol 59, 1969, pp 850-872.

pour réguler cette situation de déséquilibre à travers les GAAP

De même, nous notons que l'information sur les provisions pour créances douteuses jouie d'un apport informationnel important. En effet, cette information a une valeur contractuelle tel qu'affirmé par les travaux de Dumontier et Raffounier (1989) et une valeur prédictive dans la mesure où elle arrive à changer les croyances et, par conséquent, le comportement relatif à la prise de décision des investisseurs. Cette même information est aussi considérée comme un signal émis renseignant sur la valeur de marché pour les établissements de crédit (Beaver & Engel, 1996).

Par ailleurs, Healy & Wahlen (1999) stipulent que la gestion des résultats traduit le recours des dirigeants à leur jugement personnel pour «altérer le reporting financier» ou pour influencer sur la prise de décisions des investisseurs par des données non fiables sur la performance et la rentabilité de l'entreprise.

Plus récemment, Kanagaretnam & al. (2003) dans leur étude ont relié la signalisation d'informations à travers les provisions pour créances douteuses à quatre caractéristiques des banques mêmes à savoir : la taille, la variabilité des revenus, les opportunités d'investissement et le degré de manipulation des résultats. Les auteurs ont par là même affirmé que les dirigeants des banques sous-évaluées utilisent les provisions

pour créances douteuses pour annoncer que leurs revenus futurs ont évolué. Ainsi, En décomposant les dotations aux provisions pour créances douteuses en deux parties, l'une dite discrétionnaire (2) et l'autre non discrétionnaire, Wahlen (1994) a mis en évidence dans son étude une relation positive entre le montant des provisions discrétionnaires et les résultats futurs non discrétionnaires des établissements de crédit. Il a affirmé que la variation des cash flows d'une banque est soumise aux fluctuations des dotations aux provisions, des crédits considérés comme douteux durant un exercice comptable et des créances jugées irrécouvrables.

McNichols & Wilson (1988) ont développé une proxy pour estimer la composante discrétionnaire des provisions pour créances douteuses. Une variable muette a été intégrée dans leur modèle d'étude choisi pour diviser les données en deux groupes pour lesquels les prévisions de la gestion de résultat est spécifiée.

Wahlen (1994) assume tel que dans les travaux de Beaver & al. (1989), que la différence entre la valeur de marché et la valeur comptable des actions suggère que les cash flows du portefeuille de crédit et le risque de défaut de payement ont un impact sur la valeur de marché des actions de la banque.

Liu & Rayan (1995) ont affirmé que les provisions pour prêts pertes sont des «good news» uniquement pour les banques qui ont un portefeuille de crédit contenant en grande partie des prêts dont les provisions constatées

⁽²⁾ Soumise aux orientations des dirigeants.

nécessitent un jugement personnel et une discrétion plutôt que des méthodes statistiques.

Hatfield & Lancaster (2000) ont validé dans leur étude l'existence d'une relation significativement négative avant la divulgation d'une telle information. Mais, elle deviendra positive quelques jours après la publication de cette même information.

Beaver & Engel (1995) ont trouvé que la partie discrétionnaire des provisions pour prêts pertes est positivement associée à la valeur de marché. Cette dernière est conçue comme une fonction de la valeur comptable, des actifs non performants et des deux composantes, discrétionnaire et non discrétionnaire, des provisions pour créances douteuses.

Ainsi, eu égard à l'importance de cette information sur le provisionnement des crédits et sa nette relation sur les bénéfices, les cashs flow et la valeur de l'entreprise, le rôle des commissaires aux comptes s'avère prépondérant. En fait, un audit externe permet de s'assurer de l'efficacité des systèmes de contrôle interne dans les établissements financiers et permet ainsi de minimiser les coûts d'agence tels que reconnus par la théorie d'agence.

3. Hypothèses à vérifier

Au cours de cette étude, nous mettons l'accent sur la détermination des provisions pour créances douteuses. Le choix du secteur bancaire a été fait vu l'existence de grands risques dans ce secteur et l'importance de l'activité d'accord de crédits sur le marché financier. Nous nous proposons donc de vérifier les deux hypothèses suivantes :

H₁: Les provisions pour créances douteuses discrétionnaires sont positivement corrélées aux cash flows des établissements de crédit.

H₂: Les provisions pour créances douteuses discrétionnaires sont positivement corrélées à la valeur de marché des établissements de crédit.

4. Méthdologie de recherche

4.1. Échantillon et collecte des données

Cette étude porte sur les banques de dépôt tunisiennes ou encore dites commerciales. Elles sont au nombre de dix et elles se répartissent en banques dites «privées» et autres dites «paraétatiques». Notre échantillon ainsi sélectionné comprend équitablement cinq banques de chaque catégorie.

Nous avons pu collecter nos données à partir des rapports annuels des banques tunisiennes publiés sur le site de chaque banque ou rassemblés tous dans un seul document annuel publié par l'Association Professionnelle des Banques Tunisiennes sur son propre site. Concernant les cotations boursières, la Bourse des Valeurs Mobilières de Tunis (BVMT) a été notre première source. Les cours journaliers, moyens et de clôture des actions des banques nous ont été fournis.

La période d'analyse choisie pour étudier les variations des provisions sur créances douteuses et analyser leur impact sur les cash flows et la valeur boursière des actions des banques s'étale de 1999 à 2003.

4.2. Mesure des variables

4.2.1. Les variables à expliquer :

Notre étude tient compte de deux variables pour lesquelles on procède à analyser les variations et déterminer les facteurs agissant sur leurs fluctuations. Ces variables sont les cash flows et la valeur boursière des banques Tunisiennes.

4.2.2. Les variables explicatives :

Les crédits douteux discrétionnaires : Ce sont des crédits dits aussi «non performants» vu qu'ils engendrent des litiges et qu'ils sont impliqués devant les tribunaux suite à la contestation du client du payement de sa dette envers la banque ou que ce dernier dépasse les délais accordés pour le remboursement de son crédit et que la banque estime peu probable tout recouvrement ultérieur.

Les provisions pour créances douteuses discrétionnaires : Ces provisions sont composées d'une partie dite non discrétionnaire et une autre discrétionnaire que nous avons besoin d'estimer. La dotation aux provisions pour créances douteuses de l'année précédente est prise en compte dans ce modèle vu que les investisseurs semblent intégrer cette composante dans la formulation de leurs anticipations des provisions futures.

4.3. Démarche statistique

• Pour la validation de l'hypothèse H1:

Le modèle adopté pour analyser l'impact de la variation de la composante discrétionnaire des provisions pour créances douteuses sur les cash flows des banques tunisiennes se présente comme suit :

$$VCF_{t} = \beta_{0} + \beta_{1} CDD_{t} + \beta_{2} PD_{t} + \beta_{1} VCF_{t-1} + e_{it}$$

Où:

VCF_t = la variation des flux de trésorerie nette provenant des activités d'exploitation de la banque i à l'année t.

CDD_t = la variation discrétionnaire des crédits douteux.

PD_t = les provisions pour créances douteuses discrétionnaires.

Le modèle qu'on a construit est un modèle dynamique. En fait, ces modèles se caractérisent par la présence de la variable dépendante retardée parmi les variables explicatives. L'estimation de ces modèles par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) nous fournit des estimateurs biaisés et non convergents vu l'existence de corrélation entre la variable endogène et le terme d'erreur. De même, et sous l'hypothèse des effets aléatoires, la MCG ne nous permet pas d'avoir de bons estimateurs.

Pour ce faire, et dans le but d'obtenir des estimateurs efficaces, Arellano et Bond (1991) ont élaboré une méthode des moments généralisés qui tire davantage parti des conditions de moments

existantes. Cet estimateur GMM demande peu de conditions initiales sur les distributions des effets aléatoires et des erreurs

Dans ce cas, on note qu'il est indispensable d'estimer les deux variables explicatives indépendantes avant qu'elles ne soient intégrées dans le modèle afin de vérifier l'hypothèse posée. Ceci étant fait pour estimer la composante discrétionnaire aussi bien des provisions pour créances douteuses que celle des crédits douteux. Pour chacune des deux variables, un modèle à variable dépendante retardée a été construit.

• Pour la validation de l'hypothèse H₂:

La détermination de l'impact des provisions pour créances douteuses discrétionnaires sur la variation de la valeur de marché des actions des banques Tunisiennes est obtenue à travers la régression suivante:

$$VM_{t} = a_{0} + a_{1} VC_{t} + a_{2} CDD_{t} + a_{3} PD_{t} + e_{it}$$

Où:

VM_t = la valeur de marché des actions des banques.

VC_t = la valeur comptable des actions des banques.

 $\ensuremath{\mathsf{CDD_t}}\xspace = \ensuremath{\mathsf{la}}\xspace \xspace \xs$

PD_t = les provisions pour créances douteuses discrétionnaires.

Le modèle formulé à cette fin traduit une simple régression linéaire. Nous procédons à une

régression de nos données par la méthode des effets fixes pour tester le phénomène de l'hétérogénéité des banques formant notre échantillon et, par la suite, nous opterons pour la méthode des effets aléatoires pour étudier les termes d'erreurs et éviter que l'erreur provenant des banques mêmes ne soit corrélée avec les variables explicatives. Grâce au test de Hausman, nous pourrons choisir entre ces deux méthodes et veiller à ce que la méthode adoptée permet de fournir des estimateurs BLUE.

5. Analyse des résultats et conclusion

5.1. Exploitation des résultats de la première hypothèse

Nous entamons cette étude empirique par l'estimation de la composante discrétionnaire des crédits douteux en adoptant le modèle spécifié dans les travaux de Wahlen (1994).

Les estimations empiriques confirment que le total des crédits accordés à la clientèle agit négativement et de façon significative sur la variation des créances douteuses. La variable endogène retardée est significative et traduit l'impact des évolutions passées des sommes des crédits douteux sur celles de l'année en cours. Grâce au test de Sargan, nous affirmons la validité des instruments utilisés et à travers le test de l'absence de l'autocorrélation de Arellano et Bond du premier et second ordre, nous retrouvons que les résidus ne sont pas autocorrélés.

Nous procédons, par la suite, à la détermination de la composante discrétionnaire des provisions pour créances douteuses en suivant la même démarche utilisée au niveau des crédits douteux.

Ainsi, en adoptant la méthode de Arellano et Bond et à travers notre modèle statistique mis en œuvre, nous avons obtenu les résultats suivants:

Régression 1 : $VCF_t = \beta_0 + \beta_1 CDD_t + \beta_2 PD_t + \beta_1 VCF_{t,1} + e_{j,t}$

Tableau 1 : Les résultats de la première hypothèse

Variable	Coef	z	Sig Z
CF	-	-5.47	0.000
PD	-	-1.35	0.177
CDD	-	-2.07	0.038
Test de Sargan :			
Khi2 = 7.6	Significativité = 0.37		
	α = 0.05		

En commentant les résultats obtenus avec un estimateur à deux étapes, on remarque que la composante discrétionnaire des crédits douteux (CDD) est pertinente dans l'explication de la variation des cash flows d'une année à l'autre à un niveau de confiance de 5%. Ceci peut être expliqué par le fait qu'en l'existence de difficultés de détermination du montant à reclasser en tant que créance douteuse, toute augmentation de la taille de ces crédits entraînera une diminution des cash flows de la banque. On doit signaler que cette opération de reclassement d'un compte de crédits sains à un second compte de crédits

douteux n'engendre aucun flux financier, mais, si les crédits douteux ne sont pas bien déterminés, ceci aura un impact sur les provisions pour créances douteuses vu que le total des crédits douteux est la base de calcul de ces charges. De même, les valeurs passées des cash flows agissent significativement sur la détermination de cette même variable d'une année à l'autre.

Cependant, l'effet de la composante discrétionnaire des provisions pour créances douteuses est non significatif même à un niveau de confiance de 10%. Ainsi, les provisions pour créances douteuses discrétionnaires n'ont pas un effet significatif sur les cash flows, malgré qu'on a affirmé théoriquement la grande tendance des dirigeants à agir sur leurs imputations pour éviter la variabilité des bénéfices et faire écouler des «good news» sur le marché. En fait, ces provisions étant jugées par les chercheurs comme l'accrual le plus important dans le secteur bancaire ne sont introduites qu'au niveau de l'impôt sur le bénéfice dans le modèle de calcul des cash flows vu que ce dernier s'intéresse essentiellement aux encaissements et aux décaissements. Nous rajoutons encore que ces charges de provisions pourraient avoir un effet significatif sur le résultat d'exploitation vu qu'elles sont intégralement déduites. Pour ceci, nous infirmons la première hypothèse posée dans cette étude affirmant que les provisions pour créances douteuses discrétionnaires sont positivement corrélées aux cash flows des établissements de crédit.

5.3. Exploitation des résultats de la deuxième hypothèse

La régression de notre modèle statistique prévu et nous appliquons la méthode des effets fixes pour introduire les effets spécifiques relatifs aux différentes banques et éliminer le biais de l'hétérogénéité de l'échantillon, car nous pourrons s'attendre à ce que la taille de chaque établissement ou le secteur sur lequel se concentre l'activité de la banque aient un impact bien déterminé sur le phénomène observé. Nous signalons aussi, que nous referons le même travail en ayant recours à la méthode des effets aléatoires et nous effectuerons la comparaison entre les deux méthodes pour retenir celle qui fournit les estimateurs les plus efficaces grâce au test de Hausman.

Selon la méthode des effets fixes, le coefficient de détermination obtenu n'est pas jugé important en ne touchant qu'un niveau de 25%. Nous notons que non seulement la composante discrétionnaire des provisions pour créances douteuses n'est pas pertinente dans l'explication de la valeur de marché des actions bancaires, mais aussi, celle des crédits douteux ne porte pas d'effet significatif sur cette variable à expliquer même à un niveau de 10%.

De même, nous constatons que la composante discrétionnaire des provisions pour créances douteuses est positivement corrélée à la valeur de marché des actions bancaires, ainsi est la relation pour les crédits douteux discrétionnaires. Certainement, lorsque les dirigeants des établissements bancaires

procèdent à la détermination des provisions, ils pourraient se retrouver dans certains cas avec des dotations en plus suite à l'existence de difficultés comptables.

Par ailleurs, la méthode des effets aléatoires, en ce qui concerne le pouvoir explicatif obtenu, il n'a atteint que les 32% dans l'explication de ce modèle, malgré que les crédits douteux et les provisions pour créances douteuses discrétionnaires ont un grand effet dans l'explication de la valeur boursière des actions des banques formant notre échantillon. En ce sens, ce qui doit être bien apprécié, c'est que la relation entre le phénomène à expliquer et les variables explicatives est similaire à celle soulevée par la méthode des effets fixes.

Dans les deux méthodes utilisées, la valeur comptable a été pertinente dans l'explication des variations des cours boursiers des actions bancaires. Pour les provisions pour créances douteuses discrétionnaires, elles sont positivement corrélées aux cours boursiers, ce qui nous permet de dire que toute constatation des provisions à la hausse est associée à une augmentation des cours boursiers des actions des banques.

À ce niveau, nous devons recourir au test de Hausman pour choisir entre la méthode des effets fixes et celle des effets aléatoires et tester, par la suite, l'existence de corrélation entre le terme d'erreur relatif aux effets spécifiques et les variables explicatives. L'application de ce test sur notre échantillon nous fournit les résultats suivants :

Tableau 2 : Les résultats du test de Hausman

Test de Hausman (1978)			
Variable	Coef. de la méthode FE (b)	Coef. de la méthode RE (B)	Différence (b-B)
vc	-	+	-0.506
CDD	+	+	0.000
PD	+	+	0.000
khi2 = 5.92	khi2 = 5.92 Significativité = 0.052 α = 0.05		

À cet effet, nous nous basons sur les résultats générés par la première méthode mise en œuvre pour tester notre deuxième hypothèse. Cette méthode nous a permis, en fait, de valider la deuxième hypothèse posée dans cette étude et nous affirmons par la suite, que les provisions pour créances douteuses discrétionnaires sont positivement corrélées à la valeur de marché des actions des banques tunisiennes.

En complément aux explications citées ci-haut quant à l'analyse et la justification de cette relation, nous rajoutons que la constatation d'un surplus de provisions reflète l'adoption d'une grande prudence pour se prémunir contre le risque d'insolvabilité, chose qui est bien appréciée par les investisseurs et nous notons ainsi que le principe de prudence prévu par le cadre conceptuel de la comptabilité financière a permis aux dirigeants de jouir d'une grande latitude qui devrait être bien contrôlée par les commissaires aux comptes.

5.4. Conclusion

Notre étude vient renforcer les recherches précédentes en matière d'amélioration des mécanismes de gestion dans les établissements de crédit et met l'accent sur une tâche très importante et presque quotidienne, celle du provisionnement des crédits. La sincérité de l'information comptable sur les provisions pour créances douteuses est remise en cause au cours des dernières crises financières de manière que les acteurs sur la scène financière ont évoqué différentes interprétations. Certains affirment que le flou normatif résultant d'une obsolescence des modes de traitement comptable a poussé les préparateurs des états financiers à intégrer leurs propres anticipations dans le processus de préparation de l'information financière pour résoudre certains problèmes. Alors que d'autres disent que les récentes faillites ne révèlent pas nécessairement une déficience du référentiel normatif, mais plutôt, une carence d'éthique de la part de la nature humaine.

À ce niveau, la tâche du commissaire aux comptes s'avère prépondérante en matière de certification de la sincérité et la régularité des informations divulguées et une évolution de sa démarche classique est revendiquée en procédant à l'évaluation des provisions constatées cas par cas et en essayant d'instaurer une bonne politique de détermination de ces charges au sein de l'établissement de crédit.

Ainsi, nous avons essayé au cours de cette étude de traiter un problème apparent dans le secteur bancaire tunisien, celui du provisionnement des crédits. En fait, la détermination de ces provisions est entourée de grandes difficultés qui ne pourraient être écartées que suite à l'intervention des organismes de normalisation malgré l'intervention de la BCT. Et afin de détecter l'impact de la comptabilisation des provisions pour créances douteuses discrétionnaires sur la valorisation de la banque même, nous avons choisi d'observer le comportement des cash flows et de la valeur boursière suite à la constatation d'un surplus de provisions.

Bibliographie:

- Arellano M. Bond O., (1991), «Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations», Review of Economic Studies, Volume 58, Issue 2, April, pp. 277-297.
- Beatty A. Chamberlain S. Magliolo J., (1995), «Managing financial reports of commercial banks: The influence of taxes, regulatory capital, and earnings». Journal of Accounting Research, 33 (2), pp. 231-262.
- Beaver W. Carol E. Stephen R. Mark W., (1989), «Financial reporting, supplemental disclosures, and bank share prices», Journal of Accounting Research 27, Autumn, pp. 157-178.
- Beaver, W., Engel, E., (1996), "Discretionary behavior with respect to allowances for loan losses and the behavior of security prices". Journal of Accounting and Economics 22, pp. 177-206.
- Cavallo, M., Majnoni, G., (2001), «Do banks provision for bad loans in good time? Empirical evidence and policy implications». World Bank Working Paper.
- Collins J. Shackelford D. Wahlen J., (1995), «Bank differences in the coordination of regulatory capital, earnings and taxes»; Journal of Accounting Research 33, pp. 263-292.

- Dumontier P. et Elleuch S., (2002), «How does the French stock market react to discretionary accruals», Papier de recherche, CERAG, Université Pierre Mendès France, Grenoble, p. 19.
- Giovly & Ronen, (1981), «Smoothing manifestations in fourth quarter results of operations: Some empirical evidence», Abacus, December, pp.174-193.
- Gonedes J.N., Dopush N., (1974), «Capital market equilibrium, information production, and selecting techniques: theoretical framework and review of empirical work», Journal of Accounting Research, supplement, pp. 48-141.
- Hatfield G. Lancaster C., (2000), *«The signalling effects of bank loan-loss reserve additions»*. *Journal of Financial and Strategic Decisions, Vol.13, n° 1*, Spring, pp. 57-73.
- Healy P. Wahlen J., (1999), «A review of the earnings management literature and its implications for standard setting». Accounting Horizons 13, pp. 365-383.
- Jaffée & Modigliani : «A theory and test of credit rationing» American Economic Review, vol 59, 1969, pp. 850-872.
- Jensen M. Meckling, (1976), "Theory of the firm: management behavior, agency costs, and ownership capital structure", Journal of Financial Economics, octobre, pp. 305-360.
- Liu C. Ryan S., (1995), «The effect of loan portfolio composition on the market reaction to and anticipation of loan loss provisions». Journal of Accounting Research, pp. 77-94.
- Nichols M. Wilson P., (1988), "Evidence of earnings management from the provision for bad debts". Journal of Accounting Research (Supplement), vol. 26, pp. 1-31.
- Ronen J. Sadan S., (1975), "Classing smoothing alternative income models". Journal of Accounting Research, vol. 13, pp. 133-149.
- Whalen J., (1994), "The Nature of Information in Commercial Bank Loan Loss Disclosures". The Accounting Review, 69 (3), pp. 455-478.



La publication volontaire des flux de trésorerie par les dirigeants : résultats empiriques sur le marché français

L'objectif de notre étude est d'analyser le trend croissant des publications volontaires des flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires des sociétés cotées à l'Euronext de Paris. On explique les incitations des dirigeants à publier volontairement cette information comptable par plusieurs facteurs qui ont trait à la structure de la firme, son audit, ses performances et sa gouvernance. Les résultats de notre étude - portant sur 122 sociétés et couvrant la période [1996-2004] - montrent qu'effectivement les variables : taille, présence de pertes, présence d'auditeurs de renommée internationale et le pourcentage d'administrateurs indépendants peuvent expliquer les comportements des dirigeants vis-à-vis de la publication volontaire des flux de trésorerie. Toutefois, seules les deux premières variables (taille et présence de pertes) manifestent des sens de relation conformes à nos prédictions.

Mots clés : Publication volontaire, flux de trésorerie, incitation des dirigeants.

Introduction

La publication volontaire d'une information comptable est définie, selon Core (2001), comme « toute autre publication d'information qui ne revête pas un caractère obligatoire » ; ce genre de publication complète les publications obligatoires et permet d'informer d'une façon continue sur les performances des firmes. La publication volontaire de l'information comptable concerne aussi bien des données quantitatives (bénéfices, flux de trésorerie, dividendes, etc.) que des données qualitatives (adoption d'une norme comptable, l'application d'une nouvelle méthode d'évaluation, etc.). Elle se fait dans plusieurs supports, par exemple les communiqués de presse, les comptes intermédiaires, etc. Les publications volontaires des données comptables constituent également un moyen stratégique à la disposition des dirigeants pour gérer l'actif informationnel de la firme.

Depuis quelques années, on assiste à une montée d'intérêt de la part des dirigeants pour la publication volontaire des flux de trésorerie. Cette attention particulière accordée aux flux de trésorerie s'explique par le climat de discrédit et la désillusion dont fait l'objet l'information comptable relative aux bénéfices. Si ces derniers sont censés représenter

pertinemment les performances des firmes, les récents scandales financiers (cas d'Enron et de Worldcom) témoignent de leur limite et incitent la communauté comptable et financière (chercheurs et praticiens) à s'intéresser à d'autres mesures comptables, complétant ou se substituant ainsi à l'information apportée par les bénéfices. Ces mesures concernent en premier lieu les flux de trésorerie.

Notre étude porte sur 122 sociétés cotées à l'Euronext de Paris (indice SBF 250), pour lesquelles on analyse les comportements des dirigeants vis-à-vis de la communication volontaire des flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires. Cette publication revête en France un caractère volontaire, car il n'y a aucune obligation explicite qui impose aux sociétés cotées d'introduire telle information dans les comptes intermédiaires. Plus précisément, on s'intéresse à la relation qui peut exister entre l'acte de publication volontaire des flux de trésorerie par les dirigeants et les caractéristiques relatives à la structure de la firme (taille, taux d'endettement, intensité du capital), à sa performance (présence de pertes), à sa gouvernance (pourcentage des administrateurs indépendants et présence d'un P-DG au conseil d'administration) et au marché (présence d'auditeurs de renommé internationale).

Après avoir défini un cadre théorique à notre problématique, nous développerons les hypothèses relatives à notre étude; puis, nous présenterons le modèle statistique et les données, et enfin nous exposerons une analyse descriptive et les résultats obtenus.



1. Cadre théorique

Incontestablement, les apports des théories contractuelles - en termes d'assomption de risque, d'asymétrie de l'information, de pouvoir de décision, d'opportunisme et de spécificité des actifs, ont donné une vision nouvelle aux problèmes organisationnels et décisionnels. Ils ont fourni une base indéniable pour comprendre les comportements et les décisions des dirigeants, dans le cadre des relations internes et externes impliquant la gestion de la firme. Ainsi, l'analyse de la publication volontaire des données comptables peut être conçue dans ce cadre théorique en tenant compte, pour la théorie d'agence, des relations entre actionnairesdirigeants ou obligatiares-dirigeants et, pour la théorie des coûts de transaction, de la spécificité des actifs et des comportements opportunistes des dirigeants. Cependant, ces théories restant fidèles au principe de l'efficacité, ont accordé moins de place à l'espace discrétionnaire des dirigeants et à leur stratégie en matière de prise de décision.

Par ailleurs, on assiste à l'apparition des nouvelles théories accordant plus de latitude managériale et mettant l'action sur le rôle actif des dirigeants et sur leur stratégie, en l'occurrence la théorie d'enracinement et la théorie du signal. Dans le cadre de ces théories, les dirigeants semblent avoir plus d'espace discrétionnaire pour mener leurs stratégies. Ainsi, la politique de publication peut être instrumentalisée par les dirigeants pour mener leur stratégie d'enracinement. Autrement dit, les dirigeants s'enracinent en s'appropriant

l'avantage informationnel relatif aux actifs en place. En outre, les apports de la théorie des signaux nous permettent de bien assimiler les comportements des dirigeants vis-à-vis de leur politique de publication. Ces derniers, pour imiter les firmes performantes ou pour des raisons de carrière externe, peuvent se signaler au marché managérial en publiant des informations volontaires.

En revanche, ces nouvelles théories stratégiques - théorie de l'enracinement et théorie du signal - attribuant un rôle actif et un espace discrétionnaire aux dirigeants, supposent un rôle inefficace des systèmes de gouvernance en place; autrement dit, elle considère une neutralité des mécanismes de contrôle face à la latitude managériale et les comportements stratégiques des dirigeants. Ainsi, la décision de publication volontaire de l'information comptable ne peut être pertinemment appréhendée sans la considération des mécanismes de contrôle entrepris par les firmes, notamment la composition du conseil d'administration.

2. Développement des hypothèses

Suivant la classification adoptée par Lang et Lundholm (1993) et Wallace et Nacer (1995), les variables explicatives peuvent être regroupées en trois catégories :

- Variables de structure : la taille de la firme, le taux d'endettement et l'intensité du capital ;
- Variable du marché d'audit : la présence de grands auditeurs ;
- Variable de performance : la présence de pertes.

On ajoute à ces catégories une quatrième catégorie regroupant les variables de gouvernance, en l'occurrence le pourcentage d'administrateurs indépendants et la dissociation des fonctions président/directeur général.

2.1 Variables de structure

2.1.1 Taille de la firme

La taille de la firme est largement utilisée comme variable explicative dans les études empiriques relatives à la publication volontaire de l'information comptable. Ces études prévoient dans leur majorité une relation positive entre la taille de la firme et la qualité et/ou l'ampleur des publications volontaires. Cette relation peut être expliquée par plusieurs raisons :

- Les firmes de taille importante font l'objet d'un large suivi auprès des analystes financiers. Ces derniers demandent ainsi plus d'informations privées sur les performances des grandes firmes et/ou celles qui opèrent dans différentes activités (King et al., 1990; DeFond et Hung 2003).
- La collecte et la publication de l'information comptable, non obligatoire, impliquent des coûts que seules les grandes firmes peuvent supporter (Craswell et Taylor, 1992; Lang et Lundholm, 1993).
- Les firmes de petite taille sont plus sensibles au risque informationnel dans un contexte de concurrence intense; ainsi, toute révélation supplémentaire de l'information peut être vue comme avantageuse aux concurrents (Singhvi et Desai, 1971; Buzby, 1975, Firth, 1979; Raffournier, 1995).

- Les grandes firmes constituent le moteur de l'économie et elles sont suivies par les grandes instances nationales ; autrement dit, ce sont des firmes visibles politiquement. Ainsi, pour faire face à toute pression et aux coûts politiques, ces firmes recourent à des politiques de publication volontaires (Buzby, 1975 ; Holthausen et Leftwich, 1983 ; Watts et Zimmerman, 1978).

- Les grandes firmes ont tendance à avoir une proportion importante de capitaux externes et recourent fréquemment au marché pour faire face à leurs besoins financiers. Ainsi, ces firmes font plus l'objet d'asymétrie d'information et de coûts d'agence (Jensen et Meckling 1976; Leftwich et al. 1981).

La majorité des études empiriques relatives à la publication volontaire de l'information comptable rapportent une relation positive et significative entre le niveau et/ou la qualité de l'information publiée et la taille de la firme dans différents pays : par exemple, aux Etats-Unis (Cerf, 1961; Singhvi et Desai, 1971; Buzby,1975; Salamon et Dhaliwal, 1980; Leftwich et al. 1981; DeFond et Hung, 2003), en Angleterre (Firth, 1979), au Canada (Kahl et Belkaoui, 1981), en France (Depoers, 2000b), en Australie (Wagenhofer, 1990), au Mexique (Chow et Wong-Boren, 1987), au Nigeria (Wallace, 1988), au Suède (Cooke, 1989b), en Espagne (Wallace et al. 1994; Giner, 1997), au Portugal (Oliveira et al. 2004).

On suppose que l'information contenue dans les flux de trésorerie soit pertinente. De plus, les grandes firmes font l'objet d'un suivi étroit de la part des intervenants sur le marché financier et elles sont caractérisées par une grande visibilité politique. Ainsi, en l'absence d'obligation relative à la publication des flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires, les grandes firmes recourent à ce type de publication pour faire face aux asymétries de l'information et réduire, par conséquent, les coûts d'agence et les coûts politiques.

H1: Les firmes de grande taille auraient plus tendance à publier volontairement leurs flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires.

2.1.2 Taux d'endettement

Pour obtenir des financements externes à un faible coût et saisir les occasions d'investissement qui se présentent, les firmes devraient faire face aux imperfections du marché dues à l'asymétrie de l'information. La politique de publication s'avère ainsi comme un moyen à la disposition des dirigeants pour réduire l'asymétrie de l'information et, par conséquent, diminuer le coût de financement externe (Akerlof, 1970 ; Choi, 1973; Verrecchia, 1983). Selon Jensen et Meckling (1976), les coûts d'agence seraient importants pour les firmes dont la structure du capital est marquée par une proportion importante des emprunts. Ainsi, ces firmes auraient plus tendance à communiquer des informations volontaires pour permettre aux créanciers d'évaluer facilement leur solvabilité (Smith et Warner, 1979, P.143) et par conséquent, obtenir des financements à des faibles coûts (Sengupta, 1998).

Dans le cadre de la publication des flux de trésorerie, Previts, Bricker, Robinson et Young (1994) rapportent que les analystes financiers accordent une grande importance aux flux de trésorerie afin d'évaluer la valeur des firmes largement endettées. Cela confirme l'idée selon laquelle, les flux de trésorerie informent pertinemment sur la solvabilité et la liquidité des firmes et constituent une mesure classique de l'évaluation des risques de faillite et de surendettement (Ohlson, 1980). Ainsi, les firmes largement endettées feraient l'objet de plus de pression de la part des intervenants sur le marché pour communiquer leur état de flux de trésorerie.

Cependant, les études analysant la relation entre la qualité et/ou le niveau des publications volontaires et le taux d'endettement rapportent des résultats contradictoires. Par exemple, l'étude de Francis et al. (2005), analysant un échantillon de 34 pays, montre des niveaux de publications volontaires importants pour des firmes appartenant à des secteurs dont le besoin de financement externe est important. De plus, les firmes effectuant des publications volontaires fréquentes peuvent profiter d'un faible coût de financement externe, aussi bien pour se procurer des fonds propres, que pour des emprunts. Les auteurs concluent que les différences entre les pays, aux niveaux de la législation et du système financier, influent sur les volumes des publications volontaires. Néanmoins, plusieurs études ne rapportent pas de résultats concluants en ce qui concerne la relation entre le niveau et/ou la qualité des publications volontaires et le taux d'endettement (Leftwich et al., 1981; Chow et Wong-Boren, 1987; Wagenhofer, 1990; McKinnon et Dalimaunthe, 1993; Raffournier, 1995; Aitken et al., 1997; Depoers, 2000; Ruiz et al., 2003 et Oliveira et al., 2005).

On suppose que plus les firmes sont endettées, plus ils font l'objet d'asymétries d'information vis-à-vis de leurs créanciers. De plus, l'information contenue dans les flux de trésorerie est suffisamment pertinente pour compléter l'information apportée par les bénéfices et, par conséquent, permet aux intervenants sur le marché d'évaluer les performances des firmes largement endettées. Les dirigeants de ces firmes publient volontairement les flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires afin de faire face aux asymétries de l'information et permettre aux intervenants sur le marché d'évaluer leurs performances.

H2: Les firmes dont le taux d'endettement est important auraient plus tendance à publier volontairement leurs flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires.

2.1.3 Intensité du capital

L'intensité du capital nous informe sur le niveau des actifs immobilisés en place pour chaque firme; elle est mesurée habituellement par le ratio actif immobilisé sur le chiffre d'affaires. Selon Myers (1977), les actifs composant chaque firme sont de deux sortes : les actifs en place et les opportunités de croissance. L'auteur suggère que, pour un niveau donné de dettes, plus le ratio des actifs en place par rapport aux opportunités de croissance est important, plus

les coûts d'agence sont faibles. Selon l'auteur, il est coûteux de substituer le risque des actifs en place par rapport à celui des actifs futurs. En se basant sur cette hypothèse, Leftwich et al. (1981) supposent que la fréquence des publications volontaires, relatives aux données intermédiaires, est importante si la valeur de la firme est représentée en grande partie par les opportunités de croissance. En outre, l'effet de l'intensité du capital sur le volume des publications volontaires est également étudié par DeFond et Hung (2003) dans le cadre de publication volontaire des prévisions des flux de trésorerie par les analystes financiers.

Dans le cadre de la publication des flux de trésorerie, outre l'argument basé sur les coûts d'agence, on suppose que l'information contenue dans cette mesure comptable peut être pertinente dans l'évaluation des firmes dont l'intensité du capital est importante pour au moins deux raisons : premièrement, les participants sur le marché seront plus intéressés par l'information relative à la liquidité des firmes dont l'intensité du capital est importante puisque la probabilité de détresse financière augmente avec la diminution de la liquidité des actifs (Stickney et Brown, 1999). Deuxièmement, les firmes dont l'intensité du capital est importante devraient avoir en continu des flux entrants afin de maintenir leurs actifs et les remplacer, si nécessaire (DeFond et Hung, 2003). En outre, l'importance d'évaluer la capacité de la firme à dégager des flux entrants et sa viabilité justifie la publication des états de

flux de trésorerie pour les firmes dont l'intensité du capital est importante. Par conséquent, les participants sur le marché demanderaient probablement plus d'informations relatives aux flux de trésorerie pour les firmes dont l'intensité du capital est importante.

H3 : Les firmes dont l'intensité du capital est importante auraient plus tendance à publier volontairement leurs flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires.

2.2 Variable du marché d'audit

2.2.1 Présence de grands auditeurs

Pour faire face aux asymétries de l'information entre les dirigeants et les différentes parties prenantes, les dirigeants se dédouanent en engageant des auditeurs de renommée internationale afin qu'ils certifient leurs rapports financiers. Dans leur analyse des «coûts d'obligation» supportés par les dirigeants, Jensen et Meckling 1976, soutiennent gu'en engageant des auditeurs externes indépendants, les dirigeants permettent aux créanciers d'économiser les coûts de surveillance (liés à la collecte de l'information); autrement dit, ils limitent les coûts d'agence et, par conséquent, la valeur de la firme sera appréciée. Francis et Wilson (1988, p 680) arguent que les firmes faisant l'objet des coûts importants d'agence engagent un auditeur de qualité supérieure.

Les firmes auditées par des grands auditeurs ou de renommée internationale (Big 4, par exemple)

doivent faire preuve d'une politique de publication continue et de bonne qualité. Cela peut être expliqué par plusieurs raisons : par exemple, les auditeurs doivent préserver leur réputation (Deangelo, 1981 ; Dumontier et Raffournier, 1988 ; Chalmers et Godfrey, 2004) et ils ont une grande expérience en matière d'audit (Mora et Rees, 1998). En outre, Craswell et Taylor (1992) supposent que le choix des auditeurs par les firmes peut être expliqué par leur décision à publier plus ou moins d'informations.

Cependant, les résultats des études empiriques ne montrent pas une relation évidente entre la renommée des auditeurs et l'ampleur des publications volontaires (Singhvi et Desai, 1971; Raffournier, 1995; Giner, 1997); alors que d'autres résultats rejettent totalement cette hypothèse (Firth, 1979; Craswell et Taylor, 1992; Wallace et al., 1994; Hossain et al., 1995; Depoers, 2000).

On suppose que les dirigeants des firmes auditées par les grands auditeurs (Big 4) soient engagés dans une politique de publication transparente et communiquent ainsi d'avantage d'informations, en l'occurrence les flux de trésorerie, ce qui permet de limiter les asymétries de l'information vis-à-vis des parties prenantes.

H4: Les firmes auditées par les Big 4 auraient plus tendance à publier volontairement leurs flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires.

2.3 Variable de performance

2.3.1 Présence de pertes

Les intervenants sur le marché financier recherchent toute information complémentaire leur permettant d'évaluer et d'apprécier la valeur de la firme, surtout dans le cas où le résultat comptable manifeste des pertes. Dans ce cas, les firmes publient probablement leur état de flux de trésorerie pour montrer leur capacité à générer des flux et substituer la mauvaise performance affichée par le résultat comptable. Havn (1995) et Collins. Mavdew et Weiss (1997) soutiennent qu'en cas de présence de pertes, le résultat comptable ne reflète pas pertinemment la valeur de la firme. Ainsi, toute information complémentaire, en l'occurrence les flux de trésorerie, permet probablement de mieux évaluer la valeur de la firme. De plus, puisque les firmes publiant régulièrement des pertes courent le risque de faillite, l'information rapportée par les flux de trésorerie peut aider les participants sur le marché à évaluer la viabilité de telles firmes. Donc, on s'attend à ce que les participants sur le marché trouvent l'information relative aux flux de trésorerie relativement pertinente pour évaluer les firmes rapportant des pertes. Ces raisons incitent les dirigeants des firmes enregistrant des pertes dans leurs résultats comptables à publier leurs flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires.

H5 : Les dirigeants des firmes réalisant des pertes auraient plus tendance de publier volontairement leurs flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires.

2.4 Variables de gouvernance

2.4.1 Présence d'administrateurs indépendants (1)

L'indépendance du conseil d'administration est considérée dans la littérature comme un gage de son efficacité en matière de contrôle des décisions des dirigeants. Le conseil d'administration doit se composer aussi bien de membres internes, qui connaissent bien la firme et les spécificités de ses activités, que de membres externes, dont l'expérience et l'indépendance permettent de contrôler les décisions des dirigeants (Fama, 1980; Fama et Jensen, 1983). Ces décisions concernent également la communication volontaire de l'information comptable.

Plusieurs études empiriques supposent que la présence d'administrateurs indépendants permet d'assurer une politique de publication transparente, continue et de qualité (Leftwich et al., 1981; Forker, 1992; Chen et Jaggi, 2000; Ho et Wong, 2001; Eng et Mac, 2003; Leung et Horwitz, 2004; Cheng et Courtenay, 2006; Nasir et Abdullah, 2004; Ajinkya et al., 2005; Karamanou et Vafeas, 2005). Ainsi, la majorité de ces études constatent une relation positive

Nasir et Abdullah, 2004 ; Ajinkya et al., 2005 ;
Karamanou et Vafeas, 2005). Ainsi, la majorité
de ces études constatent une relation positive

(1) Le critère d'indépendance retenu dans notre étude
est celui considéré dans le rapport Viénot (1995) : «un
administrateur est indépendant lorsqu'il n'entretient

et significative entre la qualité et/ou le volume des publications volontaires et l'indépendance du conseil d'administration. Cependant, Bushman et al. (2000) supposent que l'indépendance du conseil d'administration peut se substituer à la qualité de l'information publiée. Ainsi, ils observent, comme prévu, une relation négative entre la qualité de l'information relative aux bénéfices et le pourcentage des administrateurs externes dans le conseil d'administration

Dans le cadre de notre étude, on suppose que l'information contenue dans les flux de trésorerie est pertinente pour évaluer les performances des firmes, sa publication permet ainsi de répondre au besoin informationnel suscité par le marché financier et faire face aux asymétries de l'information vis-à-vis des investisseurs et des autres parties prenantes. Par conséquent, la présence d'un système de gouvernance efficace, en l'occurrence un conseil d'administration composé d'un pourcentage important d'administrateurs indépendants, incite à la mise en place d'une politique de publication continue, transparente et complète. On s'attend ainsi à une publication volontaire des flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires des sociétés disposant d'un conseil d'administration davantage indépendant.

H6: Les firmes dont les conseils d'administration sont marqués par un pourcentage important d'administrateurs indépendants auraient plus tendance à publier volontairement leurs flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires.

2.4.2 La dissociation des fonctions : Président du Conseil d'Administration / Directeur Général

Généralement, dans la littérature comptable et financière, le cumul des fonctions président / directeur général est perçue comme source d'inefficacité du conseil d'administration. Par exemple, Fama et Jensen (1983) soutiennent que le cumul des deux fonctions signale l'absence de la séparation entre la décision de contrôle et la décision de direction et que le conseil d'administration ne constitue pas un dispositif efficace pour la décision de contrôle à moins qu'il limite les décisions discrétionnaires des grands dirigeants. De plus. Molz (1988) affirme que les firmes caractérisées par la présence d'une personnalité dominante, à la fois président et directeur général dans le conseil d'administration, seraient des firmes dominées par les dirigeants. Autrement dit, ces derniers jouissent d'une grande latitude dans la prise des décisions, y compris la décision de publication de l'information comptable. Cependant, plusieurs auteurs sont sceptiques quant à la validité de cette relation, entre la dissociation des fonctions du président / directeur général et l'efficacité du conseil d'administration. Par exemple, Fama et Jensen (1983) arguent que toute conséquence défavorable, due au cumul de ces deux fonctions, sera éliminée par la discipline du marché.

L'impact de la présence d'une personnalité dominante, en l'occurrence le P-DG à la tête d'un conseil d'administration, sur la politique de

publication de la firme a été l'objet de plusieurs études empiriques. Ces études supposent, pour leur majorité, une relation négative entre le cumul des deux fonctions président / directeur général et l'ampleur et/ou la qualité des publications volontaires de l'information comptable publiées par les dirigeants. Autrement dit, la présence du P-DG à la tête du conseil d'administration n'incite pas à une politique d'information transparente et permanente. Dans ce cadre d'analyse, Folker (1992) et (Gul et Leung, 2004) constatent que les firmes marquées par la présence de P-DG effectuent moins de publications volontaires. Cependant, les résultats de plusieurs études nuancent la validité de cette relation (Ho et Wong, 2001; Cheng et Courtenay, 2006; Nasir et Abdullah, 2004).

Dans le cadre de la publication volontaire des flux de trésorerie, on suppose que cette publication s'inscrit dans un processus de transparence et de communication permanente concernant les performances de la firme. Ce processus peut être réalisé à la lumière d'un conseil d'administration efficace en matière de contrôle des décisions des dirigeants relatives à la communication de l'information comptable ; autrement dit, un conseil d'administration caractérisé par une dissociation des fonctions président / directeur général.

H7: Les firmes dont les conseils d'administration sont marqués par le cumul des fonctions président / directeur général auraient moins tendance à publier leurs flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires.

Tableau (1): Récapitulatif des sens de relations attendues entre l'indice de publication des flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires et les variables explicatives

Catégorie	Variables	Signe attendu
	Taille	+
Variables de	Endettement	+
structure	Intensité du capital	+
Variable du marché d'audit	Audit (Big 4)	+
Variable de performance	Perte	+
Variables de	Administrateurs indépendants	+
gouvernance	P-DG	-

3. Modèle et données statistiques

On présente tout d'abord le modèle d'estimation, composé des sept variables relatives aux hypothèses exposées ci-dessus, ensuite, l'échantillon de notre étude.

3.1 Le modèle

Le test de nos hypothèses est effectué grâce au modèle logistique suivant :

οù

 Indice de publication des flux de trésorerie, : cet indice est égal à 1 lorsque la firme i publie son état de flux de trésorerie pour l'année t dans les comptes intermédiaires (trimestriels ou semestriels) ; sinon, il est égal à zéro.

- Taille_{it}: à l'instar de DeFond et Hung (2003), on considère la capitalisation boursière de chaque firme comme variable représentative de sa taille.
 Il s'agit donc du log naturel de la capitalisation boursière de la firme i pour l'année t;
- Endettement_{it}: c'est le ratio (dettes financières / ressources durables) * 100 de la firme i pour l'année t.
- Intensité du capital $_{\rm it}$: c'est le ratio (immobilisations corporelles / chiffre d'affaires)*100 de la firme i pour l'année t.
- Audit_{it}: cette variable est égale à 1 quand la firme i est auditée par l'une des quatre grands auditeurs BIG4 (Price Water-house Coopers; Deloitte; Ernst & Young ou KPMG) pour l'année t, sinon elle est égale à 0;
- Pertes_{it}: cette variable est égale à 1 quand le résultat dans les comptes intermédiaires de la firme i affiche des pertes pour l'année t, sinon elle est égale à 0 ;
- Administrateurs indépendants it: nombre d'administrateurs indépendants ((définis selon les critères du rapport Viénot, 1995) / nombre total des administrateurs dans le conseil d'administration)*
 100 de la firme i pour la période t;
- P-DG_{it}: cette variable est égale à 1 quand il y a un président-directeur général à la tête du conseil d'administration de la firme i pour la période t, sinon elle est égale à 0 ; et
 - ε, : résidu.

3.2 Echantillon

Notre étude porte sur des firmes cotées à l'indice général SBF 250 de la bourse Euronext de Paris pour la période [1996-2004]. Afin de retenir le caractère volontaire des publications des flux de trésorerie, on a choisi de travailler sur les comptes intermédiaires qui revêtent, pour la période étudiée, un caractère volontaire, Sachant qu'en France, l'imposition de la publication des flux de trésorerie ne concerne que les comptes consolidés de l'exercice des groupes cotés et ne remonte qu'à l'année 2001 (règlement 99-02 du CRC et normes IFRS). Les données sont récupérées dans les bulletins d'annonce légale et officielle (BALO), grâce à une recherche manuelle et sur des sites Internet (les sites web du BALO et d'Euronext). Après l'élimination des firmes dont les données ne sont pas disponibles et les firmes opérant dans le secteur financier, vu la spécificité de leur publication, l'échantillon final se compose de 122 firmes permettant d'avoir 774 observations pour l'analyse descriptive et 525 observations pour l'estimation du modèle logistique.

4. Analyse descriptive et résultats

On présente, d'abord, une analyse descriptive relative aux comportements des firmes vis-àvis des publications des flux de trésorerie, à l'évolution de ces publications et à leur répartition en fonction des secteurs d'activité. Ensuite, on expose les résultats relatifs à l'estimation du modèle.

4.1 Analyse descriptive

4.1.1 Comportement des firmes visà-vis de la publication volontaire des flux de trésorerie

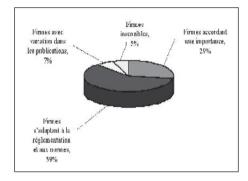
On analyse les comportements des firmes par rapport aux publications volontaires des flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires en faisant abstraction des stratégies des dirigeants inhérentes à ces publications. Cette analyse permet de distinguer quatre catégories de firmes (figure (1)):

- 1- Les firmes qui s'adaptent aux obligations (Règlement 99-02) et aux normes (IFRS) relatives à la publication des états de flux de trésorerie : ce sont des firmes qui ont commencé à s'intéresser à ce type de publication depuis l'exercice 2001 ou 2002, alors qu'elles étaient insensibles à ce type de publication avant 2001. Cela reflète la prise de conscience de l'importance de l'information contenue dans les flux de trésorerie. Ces firmes constituent la grande partie de l'échantillon, soit 59%.
- 2- Les firmes accordant une grande importance aux publications des flux de trésorerie : ce sont des firmes qui publient d'une façon permanente et régulière leurs flux de trésorerie depuis 1996 dans les comptes intermédiaires. Ces firmes représentent 29% de l'échantillon.
- **3-** Les firmes manifestant des variations dans leur comportement de publication des états de flux de trésorerie : ce sont des firmes qui n'ont

pas une politique de publication régulière et permanente. Ainsi, on observe pour ces firmes une présence de publication des flux de trésorerie pendant quelques années et leur absence pendant d'autres années. Ces firmes constituent 7% de l'échantillon.

4- Les firmes insensibles aux publications des états de flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires : ce sont des firmes qui n'ont jamais publié leurs états de flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires pendant la période étudiée [1996-2004] ; elles constituent 5% de l'échantillon.

Figure (1) : Répartition des firmes en fonction de leur comportement vis-à-vis de la publication volontaire des flux de trésorerie

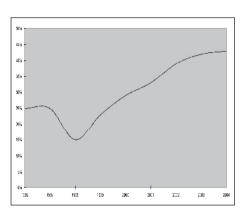


4.1.2 Evolution de la publication volontaire des flux de trésorerie

L'analyse de l'évolution des publications volontaires des flux de trésorerie montre que les firmes cotées à l'indice SBF 250 s'intéressent de plus en plus à ce type d'information. Les

statistiques relatives à notre échantillon (tableau (2) et figure (2)) manifestent ainsi une nette augmentation du pourcentage des firmes publiant leurs flux de trésorerie de 25% à 43% entre 1996 et 2004. Ceci peut être expliqué par la place que cette mesure comptable occupe dernièrement dans l'analyse des performances des firmes par les praticiens (analystes financiers, banquiers..). Il s'agit désormais d'une mesure pertinente qui complète l'information contenue dans les bénéfices, comme le confirme les études relatives au marché financier (Ali 1994, Cheng et Yang 2003...). De plus, la publication des états de flux de trésorerie a fait l'objet de plusieurs recommandations, voire d'obligations par les organismes de réglementation comptable et les normes internationales (IFRS, par exemple).

Figure (2) : Evolution de la publication volontaire des flux de trésorerie (FT) dans les comptes intermédiaires des sociétés cotées à l'indice SBF 250



4.1.3 Publication des flux de trésorerie en fonction des secteurs d'activité

L'étude du comportement des firmes vis-à-vis des publications volontaires des flux de trésorerie en fonction des secteurs d'activité nous permet de savoir le degré d'appréciation de telle information dans chaque secteur d'activité et de voir si l'appartenance à un secteur d'activité influe sur les pratiques de publication, en particulier celles qui concernent les flux de trésorerie.

À propos de la classification des secteurs d'activité, on s'est basé sur la norme de classification sectorielle ICB (Industry Classification Benchmark). Cette dernière compte dix secteurs d'activité, qu'on a ensuite regroupés en cinq secteurs d'activité partageant des caractéristiques communes afin de faciliter l'analyse. Il s'agit des secteurs suivants:

1- Pétrole, gaz et matériaux de base; 2- Industrie; 3- Biens et services aux consommateurs; 4- Santé et services aux collectivités et 5- Technologie et télécommunication.

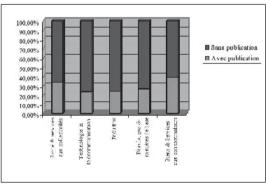
L'analyse descriptive des comportements

des firmes vis-à-vis des publications volontaires des flux de trésorerie en fonction des secteurs d'activité (Tableau (3) et figure (3)) nous permet de noter que les trois secteurs d'activité : pétrole, gaz et matériaux ; industrie ; et technologie et télécommunication affichent des taux de publication quasi-identiques, 27% : 25% et 25% respectivement. Toutefois, les

observations relatives aux secteurs de santé et services aux collectivités et biens & services aux consommateurs manifestent des taux plus importants de publication de leurs états de flux de trésorerie par rapport aux autres secteurs d'activité, plus que le tiers des observations, 35% et 40% respectivement.

Ces résultats peuvent être expliqués par la pertinence des flux de trésorerie pour chaque secteur d'activité. Autrement dit, la capacité des flux de trésorerie à refléter les performances des firmes en tenant compte des spécificités de chaque secteur : la longueur du cycle d'exploitation, le stade du cycle de vie, la volatilité des besoins en fonds de roulement, d'investissement ou de financement, sensibilité politique, etc.

Figure (3) : Publication volontaire des flux de trésorerie en fonction des secteurs d'activité



4.1.4 Statistiques descriptives relatives aux variables

Le tableau (4) présente les statistiques descriptives (moyenne, écart-type et 1^{er}, 2^{ème} et 3^{ème} quartiles)

des variables estimées dans le modèle logistique pour les firmes communiquant ou non leurs flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires. De plus, il rapporte les valeurs-P relatives à l'égalité des moyennes entre les deux types de firmes. Ces valeurs montrent que seules les variables taille (p = 0,000) et Audit (0,040) manifestent des moyennes significativement différentes (à 5%) entre les firmes publiant volontairement leurs flux de trésorerie et celles qui ne le font pas.

4.2 Résultats de l'estimation

4.2.1 Corrélation entre les variables

L'analyse des corrélations bilatérales entre les variables (tableau (5)) montre que seule la variable taille est significative avec l'indice de publication volontaire des flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires. De plus, la variable taille affiche des corrélations significatives avec les autres variables indépendantes, à l'exception de la variable présence de président-directeur général. Néanmoins, les corrélations entre les variables indépendantes restent généralement faibles, elles ne dépassent pas ±0,25; notre estimation ne fait pas donc l'objet de problème de multicolinéarité

4.2.2 Qualité de l'estimation du modèle logistique

L'ajustement global de notre modèle est significatif comme le montre le tableau (6). On a obtenu ainsi une valeur Chi-deux de 36,702 (p = 0,0000), cette valeur correspond à la différence entre le 2Log-Vraisemblance du modèle estimé seulement avec l'ordonnée à

l'origine et le 2Log-Vraisemblance du modèle avec l'ensemble des variables indépendantes. D'ailleurs, le pseudo-R² affiche une valeur de 9,3%, sachant que cette valeur doit être interprétée avec précaution dans le cas des modèles logistiques. Enfin, le résultat obtenu relatif à la classification du modèle nous permet de noter que notre modèle logistique permet de classifier correctement environ 62% des observations.

4.2.3 Résultats d'estimation du modèle

4.2.3.1 Variables de structure

- Taille de l'entreprise : les résultats de l'estimation montrent, conformément à notre prédiction, un coefficient de régression positive et significative à 5% (β1 = 0,288; Z = 5,122) pour la variable taille, reflétée par la capitalisation boursière. On conclut ainsi que les firmes dont la taille est importante ont plus tendance à publier d'une façon volontaire leur flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires. Ceci peut être expliqué par l'importance du suivi dont elles font l'objet et de leur visibilité politique ; autrement dit, les grandes firmes publient plus d'informations volontaires, en l'occurrence les flux de trésorerie, pour réduire les coûts d'agence et les coûts politiques dont elles peuvent faire l'objet.
- Taux d'endettement : on s'attend à une relation positive entre le taux de l'endettement et la publication volontaire des flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires ; vu l'utilité de cette information pour évaluer la solvabilité des firmes endettées et pour réduire les asymétries

de l'information vis-à-vis des créanciers et des intervenants sur le marché. Cependant, notre résultat rapporte un coefficient positif et statistiquement non significatif ($\beta 2 = 0,005$; Z = 0,983). Ce résultat confirme ceux de (Leftwich et al., 1981; Chow et Wong-Boren, 1987; Wagenhofer, 1990; McKinnon et Dalimaunthe, 1993; Raffournier, 1995; Aitken et al., 1997; Depoers, 2000; Ruiz et al., 2003; Oliveira et al., 2005) qui n'ont pas constaté également des résultats concluants concernant la relation entre l'ampleur ou la qualité de la publication volontaire de l'information comptable et l'endettement des firmes.

- Intensité du capital : on suggère que l'information relative aux flux de trésorerie peut être utile pour informer sur la liquidité et les flux entrants futurs pour les firmes dont l'intensité du capital est importante. Cependant, les résultats manifestent un coefficient négatif et non significatif ($\beta 3 = -0.0005$; Z = -1.034) entre la publication volontaire des flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires et l'intensité du capital. Cela peut être expliqué, comme le suggère Myers (1977) et Leftwich et al. (1981), par le fait que probablement les firmes composant notre échantillon sont pour leur majorité des firmes en phase de maturité, ainsi leur valeur est constituée en grande partie par les actifs en place (au lieu des opportunités de croissance) et, par conséquent, elles font moins l'objet de coûts d'agences.

4.2.3.2 Variable du marché d'audit

Présence de grands auditeurs (Big 4) :
 Contrairement à notre prédiction, le résultat relatif

à l'audit (BIG 4) manifeste un coefficient négatif et significatif ($\beta 4 = -0.625$; Z = -2.341). Autrement dit, les firmes publiant leurs flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires ne sont pas plutôt auditées par les grands auditeurs (Big 4). Cela confirme les résultats obtenus par Singhvi et Desai, (1971); Firth, (1979); Craswell et Taylor, (1992); Wallace et al., (1994); Raffournier, (1995); Hossain et al., (1995); Giner, (1997); Depoers, (2000) qui n'ont pas trouvé de relation évidente entre la publication volontaire de l'information comptable et la présence d'auditeurs de renommée internationale. L'explication alternative qu'on peut avancer, quant à la relation négative observée entre la publication volontaire des flux de trésorerie et la présence d'auditeurs de renommée, c'est que les dirigeants, au lieu de communiquer plus d'informations, se contentent d'engager des auditeurs de renommée internationale car, à leurs yeux, c'est suffisant pour rassurer le marché.

4.2.3.3 Variable de Performance

- **Présence de pertes**: conformément à notre prédiction, le coefficient relatif aux pertes manifeste un signe positif et significatif à 5% $(\beta 4 = 0.527, Z = 2.076)$; autrement dit, les firmes enregistrant des pertes recourent à la publication de leurs flux de trésorerie. Cette information s'avère complémentaire et pertinente pour informer sur les performances de la firme et éviter ainsi toute sous-évaluation auprès des intervenants sur le marché. De plus, notre résultat confirme la thèse de Hayn, (1995) et Collins, Maydew et Weiss (1997), selon laquelle, le

résultat comptable ne reflète pas pertinemment la valeur de la firme, en cas de présence de pertes.

4.2.3.4 Variables de gouvernance

- Administrateurs indépendants : on suppose que la présence d'un pourcentage important d'administrateurs indépendants au niveau du conseil d'administration incite les dirigeants à communiquer volontairement les flux de trésorerie. Cependant, les résultats montrent une relation négative et statistiquement significative à 10% $(\beta6 = -0.008, Z = -1.711)$. Ainsi, les firmes dont les conseils d'administration sont composés d'un taux important d'administrateurs indépendants communiquent moins d'informations relatives à leurs flux de trésorerie. Ce résultat confirme donc celui de Bushman et al. (2000), supposant que la présence d'administrateurs indépendants joue le rôle d'un substitut à la qualité de l'information publiée. Dans notre cas, on peut suggérer que cette présence se substitue à la communication volontaire d'informations relatives aux flux de trésorerie.

- Présence de P-DG : Généralement, la dissociation entre les fonctions président/ directeur général est retenue comme un critère d'efficacité du conseil d'administration. Toutefois, nos résultas manifestent un coefficient négatif et non significatif (β7 = -0,163 ; Z= -0,773). Le cumul ou la dissociation des fonctions président/ directeur général n'expliquent pas le comportement des dirigeants vis-à-vis des publications volontaires des flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires. Ce résultat

confirme celui de Ho et Wong (2001), Cheng et Courtenay (2006) et Nasir et Abdullah (2004) qui, également, n'ont pas constaté de relation évidente entre la publication volontaire de l'information comptable et la dissociation des fonctions président / directeur général.

En somme, nos résultats montrent que les dirigeants communiquent volontairement les flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires quand il s'agit des firmes dont la taille est importante et quand leur résultat affiche des pertes. De plus, et contrairement au sens de nos prédictions, des relations statistiquement significatives sont observées pour les variables audit et pourcentage d'administrateurs indépendants. En revanche, aucune relation n'est obtenue pour les variables relatives à l'endettement, l'intensité du capital et la présence du P-DG dans le conseil d'administration.

Conclusion

Empruntant à la recherche en finance des méthodologies, tant théoriques qu'empiriques, la recherche en comptabilité s'est largement investie dans l'étude et l'explication des comportements des dirigeants relatifs à la publication volontaire de l'information comptable. Dans le même cadre d'analyse, on cherche dans le contexte français à étudier les comportements des dirigeants par rapport à la publication volontaire des flux de trésorerie dans les comptes intermédiaires. Nos résultats montrent, conformément à nos prédictions, que les dirigeants font des publications volontaires des flux de trésorerie quand il s'agit de firmes de taille importante et

qui enregistrent des pertes dans leur résultat. Et contrairement à nos suppositions, ces firmes sont auditées par des auditeurs autres que les grands quatre auditeurs (BIG 4) et leur conseil d'administration se compose de moins d'administrateurs indépendants par rapport aux firmes où les dirigeants ne communiquent pas volontairement les flux de trésorerie. Cependant, aucun effet n'a été retenu concernant les variables relatives à l'endettement, l'intensité du capital et la présence d'un P-DG à la tête du conseil d'administration.

En revanche, notre étude fait l'objet de certaines limites qui ont trait :

- à notre hypothèse simpliste supposant que la publication ou non des flux de trésorerie reflète strictement les comportements des dirigeants;
- au fait que ces comportements sont expliqués par certains facteurs ou caractéristiques, alors qu'ils peuvent l'être par d'autres (par exemple, l'accès au marché des titres, l'ampleur des exportations, la rémunération des titres des dirigeants, le signal du capital managérial, l'image de marque de la firme..);
- et au fait que notre étude s'est limitée à étudier et expliquer les comportements des dirigeants sans pour autant se soucier des conséquences de ces comportements sur le marché.

Face à ces limites, impliquant généralement la recherche en comptabilité positive, Watts et Zimmerman (1990) soutiennent qu'il faudrait plus de raffinement méthodologique pour mieux représenter les liens contractuels étudiés.

Malgré les limites de notre étude, celle-ci représente, à notre connaissance, l'une des rares études empiriques tentant d'expliquer. dans le contexte français, l'acte de publication volontaire de l'information comptable publiée par les dirigeants ; particulièrement, l'information relative aux flux de trésorerie. Néanmoins. les comportements des dirigeants vis-à-vis de la publication des flux de trésorerie ne peuvent être complètement appréhendés sans la prise en compte de leur impact sur le marché financier; autrement dit, sans la considération des appréciations des récepteurs de l'information comptable, en l'occurrence les investisseurs. Cela a donné lieu à plusieurs études d'association qui examinent la relation entre la publication des flux de trésorerie et le rendement boursier.

Bibliographie:

- Ajinkya B. Bhojraj S., et Sengupta P., 2005. «The Association between Outside Directors, Institutional Investors and the Properties of Management Earnings Forecasts», Journal of Accounting Research, 43:3.
- Aikten M. Hooper C. et Pickering J., 1997. «Determinants of voluntary disclosure of segment information: A re-examination of the role of diversification strategy», Accounting and Finance, 37, pp. 89-109.
- Akerlof G. A., 1970. «The Market for Lemons: Quality Uncertainty and the Market Mechanism», The Quarterly Journal of Economics, 84:3, pp. 488-500.
- Ali A. 1994. «The incremental information content of earnings, working capital from operation, and cash flows», Journal of Accounting Research, 32:1, pp. 61-74.
- Bushman R. M. Chen Q. et Smith A. J., 2000. «The Sensitivity of Corporate Governance Systems to the Timeliness of Accounting Earnings», www.ssrn. com.

- Buzby S. 1975. «Company size, listed versus unlisted stocks, and the extent of financial disclosure», Journal of Accounting Research, 13, pp. 16-37.
- Cerf A., ed. 1961. Corporate Reporting and Investment Decisions. Berkley: University of California Press
- Chalmers K. et Godfrey J., 2004. *«Reputation costs* : the imetus for voluntary derivative financial instrument reporting», Accounting, Organizations and Society, 29, pp. 95-125.
- Chen C. J. P. et Jaggi B., 2000. "Association between indepedant non-executive directors, family control and financial disclosures in Hong Kong", Journal of Accounting and Public Policy 19, pp. 285-310.
- Cheng E. C. M. et Courtenay S. M., 2006. *«Board Composition, Regulatory Regime and Voluntary Disclosure»*, The International journal of Accounting, 41(3), pp. 262-289.
- Cheng C. S. A. et Yang S. S. M., 2003. «The incremental information content of earnings and cash flows from operations affected by their extremity», Journal of Business Finance and Accounting, 30:1, pp. 73-116.
- Choi F. D. S., 1973. *«Financial disclosure and entry to the european capital market», Journal of Accounting Research, 11*, pp.159-175.
- Chow, C. W. et Wong-Boren A., 1987. «Voluntary financial disclosure by Mexican corporations», The Accounting Review, 62, pp. 533-41.
- Collins D. Maydew E., et Weiss I., 1997. «Change in the value relevance of earnings and book values over the past forty years», Journal of Accounting and Economics, 24, pp. 39-67.
- Cooke T. E., 1989. «Volunatary corporate disclosure by Swedish companies», Journal of International Financial Management & Accounting, 1, pp. 171-95.

- Core J. E., 2001. «A review of the empirical disclosure literature: discussion», Journal of Accounting and Economics, 31.
- Craswell A. et Taylor S., 1992. «Discrestionary disclosure of reserves by oil and gas companies: an economic analysis», Journal of Business Finance and Accounting, 19, pp. 295-308.
- DeAngelo L., 1981. «Auditor Independence, 'Low Balling', and disclosure regulation», Journal of Accounting and Economics, 3, pp. 113-27.
- DeFond M. L. et M. HUNG M., 2003. «An empirical analysis of analysts' cash flow forecasts», Journal of Accounting and Economics, 35:1, pp. 73-100.
- Depoers F., 2000. «A cost-benefit study of voluntary disclosure: some empirical evidence from French listed companies», The European Accounting Review, 9:2, pp. 245-63.
- Dumontier P. et Raffournier B., 1988. «Les changements volontaires de méthodes comptables en l'absence de clauses restrictives dans les contrats de prêts : le cas français» Working paper. ESA : Grenoble.
- Eng L. L. et Mak Y. T., 2003. «Corporate governance and voluntary disclosure», Journal of Accounting and Public Policy, 22, pp. 325-45.
- Fama E. F., 1980. «Agency Problems and the Theory of the Firm», Journal of Political Economy, 88:2.
- Fama E. F. et Jensen M. C., 1983. «Separation of Ownership and Control», Journal of Law and Economics. 26.
- Firth M. 1979. «The impact of size, stock market listing, and auditors on voluntary disclosure in corporate annual reports», Accounting and Business Research, Autumn: 273-80.
- Forker J. J., 1992. *«Corporate Governance and Disclosure Quality»*, Accounting and Business Research, 22:86, pp. 111-24.

- Francis J. LaFond R. Olsson P., et Schipper K., 2005. «The market pricing of accruals quality», Journal of Accounting and Economics, 39, pp. 295-327.
- Francis J. et Wilson E., 1988. «Auditor Changes : a joint test of theories relating to agency costs and auditor differentiation», The Accounting Review, 58, pp. 663-82.
- Giner I.B., 1997. «The influence of company characteristic and accounting regulation on information disclosed by Spanish firms», The European Accounting Review, 6:1, pp. 45-68.
- Gul F. A. et Leung S., 2004. «Board leadership, outside directors' expertise and voluntary corporate disclosures», Journal of Accounting and Public Policy, 23, pp. 351-79.
- Hayn, C. 1995. "The information content of losses",
 Journal of Accounting and Economics, 20, pp. 125-53.
- Ho S. S. M. et Wong K. S., 2001. «A study of the relationship between corporate governance structures and the extent of voluntary disclosure», Journal of International Accounting, Auditing & Taxation, 10, pp. 139-56.
- Holthausen R. e Leftwicht R. W., 1983. «The economic consequences of accounting choice: implications of costly contracting and monitoring», Journal of Accounting and Economics, 5, pp. 77-117.
- Hossain M. Perera M. et Rhaman A., 1995. «Voluntary disclosure in the annual reports of New Zealand companies», Journal of International Management & Accounting, 6:1, pp. 69-87.
- Jensen M. C. et Meckling W. H., 1976. «Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Cost, and Ownership Structure», Journal of Financial Economics, 3:4.
- Kahl A. et Belkaoui A., 1981. "Bank annual report disclosure adequacy internationally", Accounting and Business Research, 11, pp. 189-96.

- Karamanou I. et Vafeas N., 2005. "The Association between Corporate Bords, Audit Committees, and Management Earnings Forecasts: An Empirical Analysis", Journal of Accounting Research, 43:3.
- King R. Pownall G. et Waymire G., 1990. «Expectations adjustement via timely management forecasts: Review, synthesis and suggestions for future research», Journal of Accounting Literature, 9, pp. 113-44.
- Leftwich R. W. Watts R. L. et Zimmerman J. L.,
 1981. «Voluntary Corporate Disclosure: The Case of Interim Reporting», Journal of Accounting Research,
 19.
- Leung S. et Horwitz B., 2004. «Director Ownership and Voluntary Segment Disclosure: Hong Kong Evidence», Journal of International Financial Management & Accounting, 15:3, pp. 235-60.
- Malone D. Fries C. et Jones T., 1993. «An Empirical Investigation of the Extent of Corporate Financial Disclosure in the Oil and Gas Industry», Journal of Accounting, Auditing & Finance, 8:3, pp. 249-73.
- McKinnon J. L. et Dalimunthe L., 1993. «Voluntary disclosure of segment information by Australian diversified companies», Accounting and Finance, 33:1, pp. 33-50.
- Molz R., 1988. «Managerial domination of board of directors and financial performance» Journal of Business Research, 16:3, pp. 235-49.
- Mora A. et Rees W., 1998. "The early adoption of consolidated accounting in Spain" The European Accounting Review, 7:4, pp. 675-96.
- Myers S., 1977. «Determinants of corporate borrowing», Journal of Financial Economics, 9, pp. 147-76.
- Lang M. et Lundholm R., 1993. *«Cross-sectional determinants of analysts rating of corporate disclosures», Journal of Accounting Research*, *31*, pp. 246-71.

- Nasir N. M. et Abdullah S. N., 2004. «Voluntary Disclosure and Corporate Governance among Financially Distressed Firms in Malaysia», www.cbs.curtin.edu.au.
- Ohlson J., 1980. "Financial ratios and the probabilistic of bankruptcy", Journal of Accounting Research, 18, pp. 109-31.
- Oliveira L. Rodrigues L. L. et Craig R., 2005. «Appluing voluntary disclosure theories to intangibles reporting: evidence from the portuguse stock market», Working paper: University of Minho.
- Previts G. Bricker R. Robinson T. et Young S., 1994. «A content analysis of sell-side financial analyst company reports», Accounting Horizons, June, pp. 55-70.
- Raffournier B. 1995. «The determinants of voluntary financial disclosure by Swiss listed companies», The European Accounting Review 4:2, pp. 261-80.
- Rapport Viénot. 1995. Le conseil d'administration des sociétés cotées. CNPF, Editions Techniques Professionnelles.
- Ruiz A.I. Briones J. et Cardoso S., 2003. «Factors determining information disclosure», XXVI Congress of the European Accounting Association: Seville, Spain.
- Salamon G. et Dhaliwal D., 1980. «Company size and financial disclosure requierements with evidence from the segmental reporting issue», Journal of Business Finance and Accounting, 7, pp. 555-68.
- Sengupta P., 1998. «Corporate disclosure quality and the cost of debt», The Accounting Review, 73:4, pp. 459-74.
- Singhvi S. et Dessai H., 1971. «An empirical analysis of the quality of corporate financial disclosure», The Accounting Review, 46, pp. 129-38.

- Stickney C. et Brown P. (eds), 1999. Financial reporting and statement analysis: A strategic perspective.

 New York: The Dryden Press.
- Smith C. W. et Warner J. B., 1979. «On financial contracting: an analysis of bond covenants», Journal of Financial Economics, 7, pp. 117-61.
- Verrecchia R., 1983. "Discretionary disclosure", Journal of Accounting and Economics, 5, pp. 179-94.
- Wagenhofer A., 1990. «Voluntary disclosure with a strategic opponent», Journal of Accounting and Economics, 12, pp. 341-63.
- Wallace R. S. O., 1988. «International and international consencus on the importance of disclosure items in financial reports: a Nigerian case study», The British Accounting Review, 20, pp. 223-65.
- Wallace R. et Naser K., 1995. «Firm-specific determinants of the comprehensiveness of mandatory disclosure in the corporate annual reports of firm listed on the stock exchange of Hong Kong», Journal of Accounting and Public Policy, 14:4, pp. 311-68.
- Wallace R. Naser K. et Mora A., 1994. «The relationship between the comprehensiveness of corporate annual reports and firm characteristics in Spain», Accounting and Business Research, 25:97, pp. 41-53.
- Watts R. et Zimmerman J. L., 1978. «Towards a positive theory of the determination of accounting standards», The Accounting Review, 53:1, pp. 112-34.
- Watts R. et Zimmerman J. L., 1990. «Positive accounting theory: a ten year perspective», The Accounting Review, 65, pp. 131-57.

Tableau (2) : Evolution de la publication des flux de trésorerie (FT)

	Total		Années							
	Iotai	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Nombre d'observations										
- Avec publication des FT	253	3	4	11	22	31	34	46	50	52
- Sans publication des FT	521	9	12	61	72	75	81	73	70	68
Total	774	12	16	72	94	106	115	119	120	120
Proportion d'observations										
- Avec publication des FT	33%	25%	25%	15%	23%	29%	30%	39%	42%	43%
- Sans publication des FT	67%	75%	75%	85%	77%	71%	70%	61%	58%	57%
Total	100%									

Tableau (3) : Publication des FT en fonction des secteurs d'activité

		Secteurs d'activité					
	Total	Pétrole, gaz & maté- riaux de base	Industrie	Biens et services aux consomma- teurs	Santé et services aux collecti- vités	Techno- logie et télécommu- nication	
Nombre d'observations							
- Avec publication des FT	253	12	48	130	20	43	
- Sans publication des FT	521	32	122	198	38	131	
Total	774	44	170	328	58	174	
Proportion							
- Avec publication des FT	33%	27%	28%	40%	35%	25%	
- Sans publication des FT	67%	73%	72%	60%	65%	75%	
Total	100%						

Tableau (4): Statistiques descriptives

Variables	Observations	Moyenne	Ecart-type	Q1	Médiane	Q3	Wilcoxon p-value
Log (taille)	-avec publication	21,789	1,716	20,391	21,704	23,243	0,000
Log (tame)	-sans publication	21,035	1,845	19,512	21,060	22,638	
Pertes	-avec publication	0,195	0,397	-	-	-	0,397
reites	-sans publication	0,165	0,372	-	-	-	
Taux endettement	-avec publication	29,994	18,376	13,930	30,000	45,365	0,408
raux endettement	-sans publication	28,604	18,814	11,175	28,080	44,485	
Intensité du capital	-avec publication	26,74	49,271	2,294	9,200	26,070	0,250
intensite du capitai	-sans publication	21,70	44,243	2,403	7,372	17,749	
Audit (Pig 4)	-avec publication	0,790	0,408	-	-	-	0,040
Audit (Big 4)	-sans publication	0,862	0,345	-	-	-	
Adminia Indén	-avec publication	31,514	22,154	16,667	31,250	44,444	0,599
Adminis. Indép	-sans publication	32,550	21,492	17,914	33,333	50,000	
Drásanas D DC	-avec publication	0,682	0,467	-	-	-	0,718
Présence P-DG	-sans publication	0,697	0,460	-	-	-	

Tableau (5): Corrélations (Pearson) des variables

	Pub. FT	Taille	Pertes	Taux endett.	Intensité capital	Audit Big 4	Adminis. Indép.	Présence P-DG
Pub. FT	1	0,199** 0,000	0,038 0,389	0,036 0,410	-0,041 0,353	-0,094 0,032	-0,023 0,601	-0,016 0,717
Taille		1	-0,139** 0,001	0,106* 0,016	-0,144** 0,001	0,138** 0,002	0,241** 0,000	0,037 0,398
Pertes			1	0,088* 0,045	0,017 0,706	0,057 0,196	0,049 0,268	0,004 0,926
Taux Endett.				1	-0,077 0,079	0,061 0,163	0,033 0,454	0,139** 0,001
Intensité capital					1	-0,216** 0,000	-0,180** 0,000	-0,134** 0,002
Audit Big 4						1	0,230** 0,000	-0,085 0,053
Admini. Indép.							1	-0,124** 0,005
Présence P-DG								1

^{** :} Corrélation significative à un niveau de 0,01 (bilatéral).

^{* :} Corrélation significative à un niveau de 0,05 (bilatéral).

Tableau (6) : Qualité du modèle logistique

Tests de spécification du modèle								
	Chi-deux ddl Signifiance							
Etape	36,702		7	0,0000				
Bloc	36,702		7	0,0000				
Modèle	36,702		7	0,0000				
Récapitulatif du modèle								
Etape	2Log-vraisemblance	R² de	Cox & Snell	Pseudo-R ²				
1	652,263		0,068	0,093				
	Clas	sification*						
			Prévu					
	Sans publi- Avec publication Pourcentage cation correct							
Observé	Sans publication	296	30	90,80%				
	Avec publication	146	49	25,13%				
			% global	66,22%				

^{* :} La valeur de césure est à 0,5.

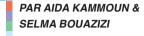
Tableau (7): Estimation du modèle

Indice de publication des flux de trésorerie $_{_{it}} = \beta_{_{0}} + \beta_{_{1}}$ (Taille) $_{_{it}} + \beta_{_{2}}$ (Endettement) $_{_{it}} + \beta_{_{3}}$ (Intensité du capital) $_{_{it}} + \beta_{_{5}}$ (Audit) $_{_{it}} + \beta_{_{5}}$ (Pertes) $_{_{it}} + \beta_{_{6}}$ (administrateurs indépendants) $_{_{it}} + \beta_{_{7}}$ (PDG) $_{_{it}} + \epsilon_{_{it}}$

	Constante	Taille	Endett.	Int. Cap	Audit	Pertes	Adm. Ind	P-DG
Signe prévu		(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(-)
Coeffi	-5, 979	0,288**	0,005	-0,0005	-0,625**	0,527**	-0,008*	-0,163
Z-stat	-5,060	5,122	0,983	-1,034	-2,341	2,076	-1,711	-0,773
Prob	0,000	0,000	0,325	0,301	0,0192	0,038	0,087	0,439

 $^{^{**}}$: Statistiquement significative à 0,05 ;

^{* :} Statistiquement significative à 0,10.



Structure de propriété, accruals discrétionnaires et pouvoir informationnel du bénéfice : Etude sur des entreprises tunisiennes

Ce papier cherche à étudier l'incidence de la structure de propriété sur la qualité du bénéfice comptable mesurée soit par les accruals discrétionnaires, soit par le pouvoir du bénéfice à expliquer le rendement boursier. À partir d'un échantillon d'entreprises tunisiennes non financières cotées à la BVMT durant la période 1999-2006, nous étudions l'impact de la concentration du capital, institutionnelle, propriété que la propriété managériale sur les accruals discrétionnaires et le pouvoir informationnel du bénéfice de ces entreprises.

Mots clés : Structure de propriété, Accruals discrétionnaires, Pouvoir informationnel du bénéfice.

Introduction

De nos jours, la réalité qui définit les entreprises se caractérise, d'une manière générale, par une diffusion plus ou moins importante de l'actionnariat, et une délégation des tâches de gestion à des personnes spécialisées, en raison notamment de la complexité de l'environnement et de la spécificité des opérations.

L'entreprise doit alors nécessairement faire face à un impératif de régulation et de contrôle inhérent à la réalité qui la caractérise. Ce besoin de contrôle se trouve renforcé et alimenté par les problèmes nés de la séparation des fonctions de propriété et de décision, et par l'existence de divers partenaires sociaux aux objectifs et intérêts contradictoires au sein de l'entreprise.

Dans ce cadre, une approche particulière de la conception de l'entreprise comme un nœud de contrats et de relations conflictuelles fut développée. Ceci fait référence à la théorie contractuelle des organisations, et notamment à l'une de ses composantes : la théorie d'agence. Elle s'est

focalisée sur l'analyse des problèmes suscités par la séparation des fonctions de propriété et de décision, et sur les moyens dont disposent les actionnaires leur permettant de s'assurer que l'entreprise est gérée conformément à leurs intérêts. Ces moyens ont été repris et développés par la théorie de gouvernement d'entreprise qui s'attache à expliciter et décrire les mécanismes de «gouvernance» permettant de résoudre les conflits d'intérêts actionnaires/ dirigeants.

C'est dans ce cadre particulier de réflexion qu'une grande majorité des études effectuées en matière de gouvernance d'entreprise se sont intéressées à la structure de propriété du capital comme mécanisme de gouvernance.

Certains actionnaires sont, en effet, supposés être plus efficaces que d'autres car ils présentent des caractéristiques qui leur permettent d'accéder ou de traiter l'information sur l'entreprise de facon plus efficiente, ce qui minimise les coûts résultant de l'asymétrie informationnelle découlant de la séparation propriété/ décision. L'asymétrie d'informations favorise, en fait, la manipulation des résultats de la part des dirigeants en vue de maximiser leurs propres intérêts ou de signaler leurs informations privées, donc influencer le pouvoir informationnel du bénéfice. La structure de propriété affecte ainsi la qualité des bénéfices comptables pouvant être appréciée à travers les accruals et le pouvoir informationnel du bénéfice.

La structure de propriété apparaît donc comme un mécanisme permettant de réduire les manipulations comptables, et plus précisément la portion discrétionnaire de ces accruals, elle agit sur l'opportunisme des dirigeants. Puisque les dirigeants utilisent leurs discrétions pour manipuler les résultats, la publication des bénéfices de l'entreprise aura un pouvoir informationnel plus faible. Or, il ne faut pas oublier que le principal atout de l'entreprise demeure la perception favorable par l'investisseur de toute information divulguée par l'entreprise et en l'occurrence «les bénéfices comptables», cet atout risque donc d'être perdu suite à la divulgation d'informations gérées ou manipulées.

Cet article s'intéresse à la relation structure de propriété, accruals discrétionnaires et pouvoir informationnel du bénéfice. Plus spécifiquement, il cherche à étudier l'impact de la structure de propriété sur les accruals discrétionnaires ainsi que sur le pouvoir informationnel du bénéfice.

Pour répondre à cet objectif, ce papier sera organisé comme suit : dans une première section, nous allons présenter une synthèse de la littérature ayant traité la relation entre la structure de propriété et la qualité du bénéfice comptable, tout en élaborant nos hypothèses à tester. Dans une deuxième section, nous présenterons l'échantillon d'étude, les variables ainsi que les modèles économétriques développés. Une troisième section sera consacrée à l'interprétation des résultats obtenus.

1. Revue de littérature et hypothèses

La théorie de la firme considère l'entreprise comme un ensemble d'intervenants cherchent tous à maximiser leurs utilités personnelles. Chaque membre de l'organisation a des intérêts qui varient en fonction de son rôle dans l'entreprise. Pour réduire les conflits et les divergences d'intérêts entre les différentes parties prenantes de l'entreprise qui ne disposent pas d'informations similaires, il devient nécessaire d'établir des contrats formels et informels, censés atténuer l'attitude opportuniste des individus cherchant à éviter le travail et à s'emparer d'avantages accessoires. La comptabilité est au centre de la rédaction de ces contrats et de leur suivi (Jensen et Meckling (1976)).

Les dirigeants, de par leur présence quotidienne dans l'entreprise, disposent d'informations privilégiées dont les tiers, notamment les actionnaires, ne disposent pas. L'étendue de cette asymétrie d'information varie en fonction de la forme juridique de la firme (sociétés fermées, sociétés ouvertes, sociétés contrôlées...), des différents mécanismes de contrôle internes et externes des dirigeants et de la structure de propriété de la firme (actionnaires dominants, actionnaires minoritaires, présence d'investisseurs institutionnels). Les dirigeants peuvent ainsi différer ou masquer la révélation d'informations techniques. commerciales. juridiques et financières : on parle ainsi de manipulations comptables permettant de maximiser les intérêts personnels des dirigeants (opportunisme) ou de signaler une information privée dans le but d'influencer le pouvoir informationnel des bénéfices (signalisation).

Pour des considérations managériales, les accruals comptables représentent le meilleur moyen à la manipulation des chiffres comptables et ceci pour deux raisons : la première est que le choix d'accruals représente un mécanisme moins coûteux par lequel les managers peuvent manipuler les chiffres comptables comparés aux variations dans les dépenses de recherche et développement ou les cessions d'éléments d'actifs. La deuxième est que l'effet des décisions d'accruals est moins visible puisqu'un changement dans les accruals ne peut pas être détecté facilement par les utilisateurs des états financiers.

1.1. La propriété managériale

Les recherches sur la gouvernance de l'entreprise ont dégagé des résultats différents quant à la nature de la relation entre la propriété managériale et la performance de l'entreprise et quant au rôle disciplinaire joué par ce mécanisme. Il existe trois thèses qui modélisent la relation entre la part du capital détenue par les dirigeants et la performance de la firme :

La thèse de la convergence des intérêts : cette thèse vient à l'appui de l'existence d'une relation positive entre la propriété managériale et la performance. Une meilleure performance

est réalisée lorsque le pourcentage du capital détenu par les dirigeants augmente. Ceci permet de considérer cette participation comme un mécanisme de gouvernance qui assure l'alignement des intérêts des dirigeants avec ceux des actionnaires.

La thèse de l'enracinement : par opposition à la thèse de convergence des intérêts, la thèse de l'enracinement suppose un effet négatif de la propriété managériale sur la performance de l'entreprise. En effet, lorsque la part du dirigeant dans le capital de l'entreprise augmente, son pouvoir augmente parce qu'il se trouve faiblement ou nullement contrôlé, ce qui augmente la gestion des résultats (Morck et al 1988).

La thèse de la neutralité : cette thèse soutient l'hypothèse que la structure de propriété n'a aucun effet sur la performance de l'entreprise. Demetz (1983), Fama et Jensen (1983) ainsi que Himmemberg et al. (1999) ont conclu à l'inexistence de relation entre la propriété managériale et la performance de la firme.

Concernant les études empiriques, Warfield et al. (1995) sont les premiers qui ont établi la liaison entre le niveau de propriété des managers et le pouvoir informationnel des bénéfices comptables. L'hypothèse testée par ces derniers est la suivante : «le pouvoir informationnel des bénéfices comptables comme variable explicative des rendements est systématiquement relié au niveau de propriété managériale». En examinant les données

relatives aux firmes américaines, l'étude aboutit à une relation positive entre la propriété managériale et le contenu informationnel du bénéfice et une relation négative entre la propriété managériale et l'ampleur des accruals discrétionnaires.

Gabrielsen et al. (2002) ont étudié la relation entre la propriété managériale et le contenu informationnel du bénéfice au Denmark. Cette étude aboutit à une relation négative entre ces deux variables à l'intérieur des firmes danoises. Elle met en évidence une relation positive mais non significative entre la propriété managériale et les accruals discrétionnaires.

Il résulte de ce qui précède que la propriété managériale apparaît comme une arme à double tranchant. Tantôt elle favorise la discipline des dirigeants, tantôt elle favorise leur enracinement. Dans ce contexte, une quatrième alternative apparaît pour démontrer l'existence d'une relation non monotone entre la propriété managériale et la performance (Jung et Kwon (2002)). Initialement, la performance augmente lorsque la propriété s'élargit, ce qui montre que la thèse de convergence des intérêts est validée à un faible niveau de propriété managériale. À partir d'un certain niveau de propriété, la thèse d'enracinement devient dominante, montrant que plus la propriété des dirigeants augmente, plus leur coût de remplacement augmente. Ce résultat confirme les prédictions de la théorie d'agence. À un niveau très élevé, le pouvoir informationnel du bénéfice diminue avec la propriété managériale. Ce qui illustre les effets de l'enracinement tel qu'il est indiqué par Morck et al. (1988) qui fixe un seuil de 5% à 25% pour être enraciné pour les larges firmes américaines.

Les études antérieures mettent ainsi en évidence une relation non linéaire entre la propriété managériale et les accruals discrétionnaires d'une part, et entre la propriété des managers et le pouvoir informationnel des bénéfices comptables d'autre part. Dans leur étude portant sur des firmes espagnoles sur la période 1999-2000, Juan Pedro Schanchez-Ballesta et Emma Garcia-Meca (2007) sont parvenus à démontrer qu'une relation non linéaire s'établit entre le contenu informationnel du bénéfice et la propriété interne. Ceci met en évidence le fait que l'utilité et la fiabilité du bénéfice ne s'améliorent pas nécessairement avec l'importance accrue de la propriété managériale. À un niveau faible de propriété interne, une relation positive existe entre le contenu informationnel et la propriété interne. Toutefois, à un niveau élevé une relation négative s'établit. Le pouvoir informationnel s'améliore avec l'importance de la propriété managériale jusqu'à un niveau où la relation s'inverse.

Suite à cette revue de littérature, nous pouvons avancer notre première hypothèse.

H1 : La propriété managériale affecte la qualité des bénéfices comptables.

Cette hypothèse peut être décomposée en deux sous-hypothèses :

H1a : Il existe une relation négative entre la propriété managériale et les accruals discrétionnaires.

H1b : Il existe une relation positive entre la propriété managériale et le pouvoir informationnel des bénéfices comptables.

1.2. La propriété institutionnelle

Les investisseurs institutionnels sont les institutions qui se trouvent impliquées dans le contrôle et la gestion des entreprises à travers leur financement, soit par l'achat de billets de trésorerie émis par ces entreprises dont ils sont actionnaires, soit par la facilité d'octroi de crédit (Omri 2002).

Plusieurs études portant sur le rôle des investisseurs institutionnels dans la limitation de la latitude managériale et l'amélioration de la performance de la firme prouvent que la nature des actionnaires est une réponse au problème d'incitation au contrôle. Elles supposent que la part du capital détenue par les institutions représente un système de contrôle efficace de la gestion des dirigeants. Trois points de vue contradictoires sur le rôle du propriétaire institutionnel ont été examinés :

L'hypothèse de l'activisme (contrôle actif) : qui avance que les investisseurs institutionnels sont des investisseurs à long terme avec des motivations significatives pour surveiller activement les managers. Selon cette hypothèse,

il est considéré que l'ampleur de la richesse investie incite les institutions à gérer activement leurs investissements. En effet, la grande valeur monétaire de propriété des investisseurs institutionnels rend l'option de sortie de ces investisseurs plus coûteuse que la décision de contrôle à cause des pertes considérables subies suite à la vente de bloc d'actions en cas de sous performance de l'entreprise.

L'hypothèse de l'alliance stratégique : selon laquelle les investisseurs institutionnels et les propriétaires trouvent qu'il est plus avantageux de coopérer. Cette collaboration réduit le contrôle externe et la perception des investisseurs de la qualité du bénéfice peut se détériorer. Cette détérioration résulte de la réduction du contrôle atténuant les comportements opportunistes conduisant à une manipulation des résultats.

L'hypothèse de la myopie institutionnelle : appelée aussi l'hypothèse des investisseurs passagers (The transient investor hypothesis). Elle suppose que les institutions sont des investisseurs passagers n'ayant pas l'intention de gérer l'entreprise. Les institutions peuvent vendre les actions de l'entreprise en cas d'absence de profit courant au lieu d'essayer de gérer et d'adopter des politiques de maximisation de valeur.

Les résultats des travaux antérieurs montrent que les bénéfices ont un pouvoir informationnel plus important si le portefeuille des institutions, supportant leur rôle comme contrôleur actif, augmente. Nous pouvons ainsi avancer notre deuxième hypothèse.

H2: La propriété institutionnelle affecte la qualité des bénéfices comptables.

De même, cette hypothèse peut être décomposée en deux sous-hypothèses :

H2a: La propriété institutionnelle affecte négativement les accruals discrétionnaires.

H2b : La propriété institutionnelle affecte positivement le pouvoir informationnel des bénéfices comptables.

1.3. La propriété concentrée

L'actionnaire important constitue un élément pertinent dans les recherches en matière de gouvernement d'entreprises. En fait, une propriété concentrée permet de contrôler d'une manière efficace le processus d'établissement et de présentation des états financiers.

Le travail de Fan et Wong (2002), portant sur 977 firmes de sept économies Sud Asiatiques durant la période 1991-1995, s'est concentré sur les relations entre la structure de propriété des entreprises et la qualité de l'information comptable dans sept économies Asiatiques (à l'exclusion du Japon) dominées par une propriété concentrée. Ils ont trouvé qu'une concentration de propriété élevée et une large séparation entre le contrôle et la propriété rend le pouvoir informationnel du bénéfice, pour les investisseurs externes, faible. Ceci peut être expliqué par deux hypothèses : celle de

l'enracinement des dirigeants et l'hypothèse de propriétaire de l'information.

Ils ont développé ainsi deux arguments complémentaires concernant les relations entre la structure de propriété et le pouvoir informationnel du bénéfice :

Le premier argument est relié à l'effet d'enracinement de propriété concentrée (Morck et al. 1988). La propriété est hautement concentrée en Est Asiatique, dans le cadre d'un système légal fragile et de mécanismes de gouvernance (les conseils d'administration, le marché de contrôle) inefficaces. les décisions des propriétaires-contrôleurs enracinés par leur contrôle effectif de la firme, privant les minoritaires de leurs droits, sont toujours incontestables (Shleifer et Vishny 1997; La Porta et al. 1999; Johnson et al. 2000b). L'effet d'enracinement de la structure de propriété affecte la publication financière des firmes. Ayant le pouvoir de surveillance des politiques de divulgation d'information et étant considérés avoir des motivations opportunistes pour agir au détriment des minoritaires, le marché s'attend au fait que les propriétaires ne vont pas reporter une information de bonne qualité. Cette perception du marché va réduire la crédibilité des résultats divulgués et, par conséguent, le contenu informationnel du bénéfice.

Le second argument est relié aux effets d'information. Avec une propriété concentrée, les droits de décision peuvent être attribués aux individus qui possèdent des connaissances spécifiques (Jensen et Meckling 1992 ; Christine et al. 2002).

En conclusion, la concentration de la propriété incite les actionnaires à contrôler plus efficacement le comportement des dirigeants. En effet, la présence des actionnaires détenant des parts significatives du capital leur confère un pouvoir important. Ils peuvent obliger les dirigeants à travailler en faveur de leur intérêt et limiter, ainsi, la gestion des résultats.

Par conséquent, une troisième hypothèse peut être avancée :

H3: La propriété concentrée affecte la qualité des informations comptables. Cette hypothèse peut être décomposée en deux soushypothèses :

H3a : Il existe une relation négative entre la propriété concentrée et les accruals discrétionnaires.

H3b: Il existe une relation positive entre la propriété concentrée et le pouvoir informationnel des bénéfices comptables.

2. Données, méthodologie et variables

2.1. Echantillon d'étude

Afin de tester les hypothèses avancées précédemment, notre échantillon était composé de 14 sociétés anonymes tunisiennes cotées sur la Bourse des Valeurs Mobilières de Tunis

(BVMT) sur une période de huit ans allant de l'année 1999 à 2006, soit un échantillon total de 112 observations en panel. Ces entreprises opèrent dans divers secteurs d'activités. Compte tenu de la spécificité des règles relatives à la préparation et à la présentation de leurs états financiers, les sociétés à activité financière (les banques, les compagnies d'assurances, les sociétés d'investissement et de placement des valeurs mobilières) ont été écartées de l'échantillon

2.2. Modèles à tester et variables

2.2.1. Modèles permettant d'évaluer l'effet de la structure de propriété sur les accruals discrétionnaires :

· Relation linéaire :

$$\ACD_{it} = a_0 + a_1 PM_{it} + a_2 Block_{it} + a_3 PI_{it} + a_4 Lev_{it} + a_5 Ltaille_{it} + a_6 MBKE_{it} + a_7 Risk_{it} + \epsilon_{it}$$
 (E 1)

· Relation non linéaire :

Plusieurs recherches antérieures arrivent à démontrer une relation non linéaire supportant les deux hypothèses d'enracinement et de convergence d'intérêts (Yeo et al (2002), Sanchez et Meca (2007)). Ces études arrivent à démontrer au début l'existence d'une relation négative ou positive pour adopter l'une des deux hypothèses. Le signe de la relation s'inverse par la suite avec l'augmentation de la propriété managériale. Nous allons chercher aussi à vérifier la possibilité de non linéarité de la relation entre la structure de propriété et

les accruals discrétionnaires dans le contexte tunisien en introduisant un terme quadratique dans un deuxième modèle. Afin de tester la non linéarité, on va inclure des termes quadratiques relatifs à la structure de propriété.

$$\begin{split} & | ACD_{it} | = a_{o} + a_{1}PM_{it} + a_{2}PM_{it}^{2} + a_{3}Block_{it} + \\ & | a_{4}Block_{it}^{2} + a_{5}PI_{it} + a_{6}PI_{it}^{2} + a_{7}Lev_{it} + a_{8}Ltaille_{it} \\ & + a_{9}MBKE_{it} + a_{10}Risk_{it} + \varepsilon_{it} \end{split}$$

La gestion du résultat va être mesurée par la valeur absolue des accruals discrétionnaires (Warifield et al. 1995 ; Gabrielsen et al. 2002, Ballesta et Meca 2007).

· Calcul des accruals totaux

Les accruals représentent l'ensemble des ajustements qui permettent de passer d'une comptabilité de trésorerie à une comptabilité d'engagement. En d'autres termes, ils permettent le passage du flux de trésorerie d'exploitation au bénéfice de l'exercice. Par conséquent, l'ensemble des accruals (ACT) peut être mesuré par la différence entre le bénéfice de l'exercice et le flux de trésorerie d'exploitation.

Toutefois, la plupart des états financiers collectés ne contiennent pas des états de flux de trésorerie et des notes aux états financiers. Face à ce manque d'informations, nous allons calculer les accruals totaux en utilisant le modèle présenté par Dechow (1995) (1).

⁽¹⁾ Voir annexe (1).

· Calcul des accruals non discrétionnaires

Pour détecter la présence de la gestion des résultats, plusieurs modèles mesurant la composante non discrétionnaire ont été développés dans la littérature. Notre choix du modèle d'estimation des accruals non discrétionnaires a été conditionné par la disponibilité des données. En effet, Nous avons adopté le modèle de Dechow (1995) afin d'estimer les accruals non discrétionnaires (faute de données, on n'a pas pu utiliser des modèles plus développés) (2).

Le bénéfice par action (pour la relation rendement - bénéfice - structure de propriété)

Nous mesurons le BPA par le rapport :

Résultat de l'exercice

Nombre des actions en circulation

· La propriété des managers

Nous proposons de rapprocher la mesure de la propriété managériale par le pourcentage d'actions détenues par le conseil d'administration. Donc, la propriété des managers est la propriété détenue par les administrateurs. Elle est mesurée par le pourcentage de capital détenu par tous les administrateurs au conseil (Paquerot 1997, Alexandre et Paquerot 2000, Goyal et Park 2002).

Nombre d'actions

détenues par les administrateurs

PM =

Nombre total des actions

· La propriété institutionnelle

Cette variable est mesurée de la même façon par Prowse (1990), Charkham (1994), Lapointe (2000), Omri (2002), Shabou (2003), ...

Nombre d'actions

détenues par les institutionnels

PI =

Nombre total des actions

· La concentration de la propriété

Pour le cas des entreprises tunisiennes, nous mesurons le degré de concentration de la propriété par le pourcentage de capital détenu par les trois premiers actionnaires (Boubakri Cosset et Guedhami 2005).

Nombre d'actions

détenues par les trois premiers actionnaires

Block =

Nombre total d'actions

· Les variables de contrôle

- Les opportunités de croissance

Selon Fan et Wong (2002), les firmes caractérisées par une forte croissance sont généralement des petites firmes avec un faible pouvoir informationnel pour les bénéfices comptables. En effet, au niveau de ces firmes, il est plus facile de procéder à des manipulations comptables qui y sont difficiles à détecter (Park et Shin 2004). Ceci nous amène à prédire une relation négative entre le pouvoir informationnel et les opportunités de croissance. Le ratio MKBE désigne le ratio Market To Book Value des fonds propres. Cette mesure rapporte la

⁽²⁾ Comme déjà mentionné par Jean-Michel Sahut et Kamel Touhami (2007) : « Le contenu informatif additionnel des accruals discrétionnaires : Cas des firmes Françaises et Tunisiennes » ; France / IAE 2007.

valeur marchande des capitaux propres sur la valeur comptable. Elle a été utilisée par Chung et Charoenwong (1991), Gaver et Gaver (1993), Baber et al (1996) et Bah et Dumontier (1998). La raison justifiant le choix de cette mesure c'est que la différence entre la valeur boursière des capitaux propres et leur valeur au bilan représente la valeur des opportunités d'investissement qui s'offrent à la firme (Colins et Khotari 1989).

- La taille de la firme

La taille de la firme est incluse également comme une variable de contrôle car les recherches antérieures avancent que la taille de la firme est associée avec différentes caractéristiques de la firme. La taille de la firme peut être un «catalyseur» de la discrétion des managers. En effet, plusieurs chercheurs (3) affirment que les coûts de contrôle et d'agence peuvent croître dans les firmes de grande taille. Cependant, d'autres estiment que les firmes de grande taille disposent de plus de moyens pour limiter les coûts de discrétion managériale.

Selon Sanchez-Ballesta et Garcia-Meca (2007), une relation positive s'établit entre la variable taille et le pouvoir informationnel des bénéfices comptables. En effet, les firmes de grande taille sont plus aptes à camoufler les manipulations comptables. Par conséquent, le pouvoir informationnel de leurs bénéfices comptables est plus important (Colins et Khotari 1989).

À cet effet, nous proposons de définir la taille de la firme comme variable de contrôle dans le cadre de cette recherche afin de tester empiriquement son effet sur le rendement boursier. La taille est habituellement mesurée par le logarithme du total de l'actif ou du chiffre d'affaires. À l'instar des études antérieures, nous utilisons le logarithme de la valeur comptable des ventes annuelles comme mesure de la taille de la firme.

- L'endettement

Lorsque la firme est fortement endettée, les managers exploitent plus les latitudes discrétionnaires au niveau de la comptabilité et laissées par les normes comptables. Ainsi, une relation négative s'établit entre le ratio d'endettement et la qualité des bénéfices. Le pouvoir informationnel des bénéfices comptables est affecté. Le risque d'endettement est mesuré par le ratio dettes par rapport au total actifs (Lev). Selon Park et Shin (2004), les firmes qui se trouvent face à des contraintes financières sont incitées à ajuster les résultats à la hausse dans l'ordre d'éviter les pertes en cas de problèmes financiers.

- Le risque du marché

Sanchez-Ballesta et Garcia-Meca (2007), Jung et Kwon (2002), Warifield et al. (1995), Yeo et al (2002) ont mesuré le risque systématique par le bêta du modèle du marché. Nous mesurons le risque par le bêta du modèle du marché.

⁽³⁾ Sanchez-Ballesta et Garcia-Meca (2007), Fan et Wong (2002), Jung et Kwon (2002)...

2.2.2. Modèles permettant d'évaluer

l'effet de la structure de propriété sur le contenu informationnel du bénéfice (le pouvoir explicatif du bénéfice pour le rendement)

Relation linéaire :

$$\begin{aligned} Rend_{ii} &= a_o + a_I BPA_{ii} / P_{ii\cdot I} + a_2 PM_{ii} \times BPA_{ii} / P_{ii\cdot I} + a_3 Block_{ii} \times BPA_{ii} / P_{ii\cdot I} + a_4 PI_{ii} \times BPA_{ii} / P_{ii\cdot I} + a_5 Lev_{ii} \\ \times BPA_{ii} / P_{ii\cdot I} + a_6 L taille_{ii} \times BPA_{ii} / P_{ii\cdot I} + a_7 MBKE_{ii} \times BPA_{ii} / P_{ii\cdot I} + a_8 Risk_{ii} \times BPA_{ii} / P_{ii\cdot I} + a_5 R$$

Relation non linéaire :

$$\begin{aligned} Rend_{ii} &= a_{o} + a_{I}BPA_{ii}/P_{ii\cdot I} + a_{2} PM_{ii} \times BPA_{ii}/P_{ii\cdot I} + a_{3} PM_{ii}^{2} \times BPA_{ii}/P_{ii\cdot I} + a_{4} Block_{ii} \times BPA_{ii}/P_{ii\cdot I} + a_{5} \\ Block_{ii}^{2} \times BPA_{ii}/P_{ii\cdot I} + a_{6} PI_{ii} \times BPA_{ii}/P_{ii\cdot I} + a_{7} PI_{ii}^{2} \times BPA_{ii}/P_{ii\cdot I} + a_{8} Lev_{ii} \times BPA_{ii}/P_{ii\cdot I} + a_{9} L taille_{ii} \times BPA_{ii}/P_{ii\cdot I} + a_{10} MBKE_{ii} \times BPA_{ii}/P_{ii\cdot I} + a_{11} Risk_{ii} \times BPA_{ii}/P_{ii\cdot I} + \zeta_{ii} \end{aligned}$$

$$(E 4)$$

· Mesure du rendement boursier (REND)

Il s'agit d'une moyenne géométrique des rendements calculés sur deux périodes : un rendement calculé avant la publication des états financiers et un rendement calculé après la publication des états financiers. Pour les autres variables, on a maintenu les mêmes mesures présentées précédemment.



3. Les résultats

3.1. Etude de la relation entre la structure de propriété et les accruals

3.1.1. Mesure des accruals

Avant d'entamer notre analyse, nous devons d'abord mesurer les accruals discrétionnaires. Afin d'utiliser le modèle de Dechow (1995), il faut spécifier le modèle à estimer : modèle à effets individuels fixes ou aléatoires. Les coefficients estimés du modèle de Dechow (1995) ainsi que leur degré de significativité (T de Student) sont rapportés dans le tableau suivant :

Tableau (1)

Variables	Effet fixe	T de Student	Effet aléatoire	T de Student
Constante	-9.857120	-2.126360	-5.617182	-1.228763
(ΔCA _{it} - ΔCAC _i)/	-0.308155	-4.976034	-0.365827	-5.993506
A _{it-1}				
IMMO it	-0.879391	-13.31828	-0.637675	-12.91787
R ²	0.749429		0.670124	
R ² Ajusté	0.710278		0.664071	
p- Hausman		0,0	000	

Le test de spécification d'Hausman (x^2 = 30.383; p-Hausman < 5%) a permis de retenir l'estimation des accruals en utilisant le modèle de panel à effets individuels fixes (4).

3.1.2. Etude de la relation linéaire entre la structure de propriété et les accruals

Nous commençons d'abord par une présentation sommaire des caractéristiques de notre échantillon :

⁽⁴⁾ Conformément à nos attentes, les immobilisations ont un coefficient négatif et significatif au seuil de 5%. Ceci est expliqué par le fait que les immobilisations corporelles sont à l'origine des dotations aux amortissements qui diminuent les accruals totaux. Le signe du coefficient de la variation du chiffre d'affaires net des créances clients est négatif et significatif au seuil de 5%. Ceci peut aussi être expliqué par le fait que la variation du chiffre d'affaires net des créances clients correspond aux liquidités (Cash-flows) qui viennent en diminution des accruals totaux.

- D'abord, on a constaté que la moyenne et la médiane des accruals discrétionnaires (ACD) sont respectivement de 7,37 et 9,76. Ainsi, on a remarqué qu'il y a autant d'entreprises qui gèrent les résultats à la hausse que d'entreprises qui gèrent à la baisse. Le maximum et le minimum enregistrés par cette variable (10 et -2,6) nous laisse conclure que pour certaines entreprises, les accruals discrétionnaires ont un grand impact sur le niveau des résultats publiés.
- Pour la variable propriété managériale, la moyenne est de 16% dans notre exemple qui est proche des valeurs reportées dans les études de Morck et al (1988) et Warifield et al (1995) (respectivement 10,6% et 17%), mais, reste plus faible que les valeurs reportées par Gabrielson (2002) pour le cas des entreprises danoises (59%) et Schanchez et Meca (2007) pour le cas des entreprises espagnoles (18,5%). Cette valeur (16%) permet de conclure que la participation des dirigeants dans le capital des entreprises tunisiennes est faible.
- Pour la variable propriété institutionnelle PI, on remarque que les investisseurs institutionnels détiennent en moyenne 33,5% du capital des sociétés.

- En outre, on a remarqué que la concentration de la propriété dans les entreprises tunisiennes (à travers la variable Block) est importante. En moyenne, la concentration de propriété est de l'ordre de 58%. Cette haute concentration de propriété est similaire à celle caractérisant le contexte espagnol (53,4%) étudié par Schanchez et Meca (2007).
- Le niveau d'endettement Lev représente une autre caractéristique de notre échantillon. On a remarqué que le ratio d'endettement (dettes LMT/Actifs totaux en pourcentage) enregistre une moyenne de 8,40. La moitié des entreprises tunisiennes sont fortement endettées. Pour la variable MBKE mesurant l'opportunité de croissance, des valeurs importantes s'affichent reflétant l'importance des évolutions caractérisant le contexte tunisien

Passons maintenant à la présentation des résultats de l'analyse multivariée dans le but de cerner les effets des différentes variables de l'étude sur l'intensité de la gestion des résultats. Dans ce cadre, nous testons l'équation (E1).

Tableau (3)

Variables	Effet fixe	T - Student	Effet aléatoire	T -Student			
Constante	-72,03876	-1,354349	-104,5501	-2,721751			
PM	0,045144	0,085732	-0,396988	-0,866533			
PI	-143,7050	-3,653836	13,87090	1,012154			
Block	-34,92062	-1,201589	-90,67314	-4,802822			
LTaille	21,92224	3,325536	21,74947	4,254780			
Lev	-0,019460	-2,246780	-0,161603	-2,120442			
MBKE	-0,020925	-0,014849	-0,990906	-0,979350			
Risk	12,65576	2,022087	15,14302	1,408919			
R ²	0,834067		0,567293				
R² Ajusté	0,794914		0,533355				
p-Hausman		0					
X ² (8)		143,0	86096				

Le test de spécification d'Hausman ($x^2 = 143,086096$; p-Hausman < 5%) a permis de spécifier le modèle de panel à effets individuels fixes

· Propriété managériale

Conformément plusieurs recherches à antérieures. les résultats de notre étude montrent que le coefficient associé à la propriété managériale (PM) est positif et non significatif au seuil de 5%. Ce résultat vient corroborer ceux de Gabrielsen et al. (2002) et Morck et al. (1988). Ces derniers ont trouvé que la propriété interne peut être inefficace à inciter les managers actionnaires à prendre des décisions maximisant la valeur de leur firme. ce qui augmente la gestion de résultat. Ce constat nous permet d'accepter l'hypothèse de l'enracinement qui suppose un effet négatif de la propriété managériale sur la performance de l'entreprise.

· Propriété institutionnelle

Par ailleurs, une relation négative mais significative relie la propriété institutionnelle et les accruals discrétionnaires. Ceci traduit que, dans un environnement tunisien, les motivations des institutionnels pour un contrôle efficace sont fonction de la part de détention de la propriété dans une entreprise. Ce résultat confirme ceux de Rajgopal et al. (1999), Jung et Kwon (2002), Chung et al. (2002) et Omri (2002). Selon ces auteurs, la présence des institutionnels parmi les actionnaires de l'entreprise accentue le degré de contrôle dans la firme. Par ce résultat, nous venons de rejeter l'hypothèse de la myopie institutionnelle et d'appuyer la théorie

de l'activisme institutionnel qui suppose, dans notre cas, que les investisseurs institutionnels tunisiens mènent une politique de contrôle actif et sont orientés vers le long terme.

· Propriété concentrée

À propos de la variable Block, mesurant le degré de concentration de l'actionnariat, on remarque que le coefficient est négatif. Fan et Wong (2002) expliquent ce résultat en faisant référence à l'hypothèse de propriétaire de l'information : une concentration de propriété entre les mains des actionnaires permet de réduire les marges de manœuvre pour gérer les résultats et de converger les intérêts des actionnaires et des dirigeants (Omri 2002).

· Variables de contrôle

Contrairement aux prédictions de la théorie positive, l'effet de la taille (LTaille) sur les manipulations comptables est positif et significatif à 5%. Ceci prouve que les pressions politiques exercées sur les grandes sociétés tunisiennes ne constituent pas une motivation suffisante à une gestion du résultat.

En ce qui concerne le niveau d'endettement (Lev) des entreprises tunisiennes, nous remarquons que l'association entre cette variable et la valeur absolue des accruals discrétionnaires est négative et significative au seuil de 5%. Ceci contredit l'hypothèse selon laquelle les dirigeants des entreprises fortement endettées sont incités à la gestion des résultats.

Quant à la variable opportunités de croissance, l'étude fait apparaître une relation négative mais non significative entre les opportunités de croissance et les accruals discrétionnaires. Ce résultat contredit ceux de Fan et Wong (2002) et Sanchez et Meca (2007) : les opportunités de croissance sont positivement associées avec le pouvoir informationnel des bénéfices comptables. Pour un niveau élevé d'opportunités de croissance, la tendance des bénéfices à la hausse est importante ainsi que le pouvoir des bénéfices à expliquer le rendement boursier.

Pour la variable Risk, le coefficient est positif et significatif au seuil de 5%. Ce résultat confirme les résultats de Sanchez et Meca (2007) et Warifield et al (1995). Le risque incite les dirigeants à gérer les résultats.

3.1.3. Etude de la relation non linéaire entre la structure de propriété et les accruals

Nous testons maintenant le deuxième modèle (équation (E2)) étudiant la non linéarité de la relation entre la structure de propriété et les accruals.

Tableau (4)

· Propriété managériale

Pour la variable propriété managériale (PM), le terme quadratique est positif mais non significatif. Le coefficient est négatif pour le terme linéaire. Les résultats soutiennent aussi bien l'hypothèse d'enracinement que celle de convergence des intérêts. Ils viennent confirmer les résultats de Sanchez et Meca (2007). Lorsque la propriété managériale augmente, la valeur absolue des accruals discrétionnaires augmente contrairement aux prédictions de la théorie d'agences et aux conclusions de Warifield et al (1995) et Sanchez et Meca (2007). En effet, à partir d'un certain seuil de propriété managériale, qui est à peu près dans notre contexte de 45% du capital, la relation entre la propriété managériale et les accruals s'inverse du négatif (terme linéaire) au positif (terme quadratique). Au début, l'hypothèse de convergence est soutenue pour être ensuite abandonnée au profit de l'hypothèse d'enracinement.

Variables	Effet fixe	T - Student	Effet aléatoire	T- Student			
Constante	-57,96000	-1,043301	-22,52569	-0,535397			
PM	-0,032774	-0,061904	-0,312345	-0,677577			
PM ²	109,9085	1,569227	28,13272	0,934431			
PI	-95,27826	-2,690848	-30,58236	-0,559383			
Pl ²	-87,77958	-2,563472	63,48079	0,883191			
Block	-229,9493	-1,978415	-373,4211	-6,180354			
Block ²	138,8907	1,285463	265,0802	4,821534			
LTaille	22,20961	3,349400	18,216170	3,479865			
Lev	-0,006681	-0,084121	-0,145042	-1,893120			
MBKE	0,033259	0,022720	-0,295691	-0,280014			
Risk	12,751040	1,018838	19,218880	1,778854			
R ²	0,840294		0,618350				
R² Ajusté	0,795725		0,575945				
p-Hausman	0						
x² (11)		119,51	4111				

· Propriété institutionnelle

En ce qui concerne la propriété institutionelle (PI), une relation négative et significative s'affiche dans les deux cas (linéarité et non linéarité). Ceci traduit que, dans un environnement tunisien, les motivations des institutionnels pour un contrôle efficace et actif sont toujours présentes quelle que soit la part de détention de la propriété dans une entreprise.

· Propriété concentrée

Une relation linéaire négative et significative relie la propriété concentrée et les accruals discrétionnaires. Le coefficient associé au terme quadratique, représentant la relation non linéaire, est positif. Ce résultat peut être expliqué en faisant référence au début à l'hypothèse de propriétaire de l'information (relation linéaire) puis à l'hypothèse de l'enracinement (relation non linéaire).

Le reste des variables maintiennent leur signe de relation comme pour le premier modèle. La taille de la firme et le risque du marché sont associés positivement aux accruals discrétionnaires. Le niveau d'endettement est négativement associé aux accruals pour les deux types de relation. Toutefois, les coefficients de la variable opportunités de croissance deviennent positifs. Ce résultat confirme ceux de Fan et Wong (2002) et Sanchez et Meca (2007) qui avancent que les managers des firmes à hauts niveaux de croissance tendent à accroître les possibilités de financement de leurs opportunités d'investissement à travers les discrétions managériales.

3.2. Etude de la relation entre la structure de propriété et le pouvoir informationnel du bénéfice

3.2.1. Etude de la relation linéaire entre la structure de propriété et le pouvoir informationnel du bénéfice

Afin d'étudier la relation linéaire entre la structure de propriété et le pouvoir informationnel du bénéfice, nous allons estimer la troisième équation (E3).

Tableau (4)

Variables	Effet fixe	T-Student	Effet aléatoire	T- Student		
Constante	0,109263	1,755914	0,112628	1,885002		
BPA/P _{it-1}	0,360514	0,600083	0,310200	0,571423		
PM*BPA/P _{it-1}	0,255648	1,006006	0,116667	2,503623		
PI*BPA/P _{it-1}	2,111121	1,138037	0,971569	2,640802		
Block*BPA/P _{it-1}	-0,119539	-0,109340	-0,182795	-0,180515		
LTaille*BPA/P _{it-1}	0,110441	0,604207	0,052402	0,316952		
Lev*BPA/P _{it-1}	2,140677	1,336496	1,787995	1,312688		
MBKE*BPA/P _{it-1}	0,074056	0,587091	0,086147	2,786311		
Risk*BPA/P _{it-1}	-1,018172	-0,887313	-0,712146	-3,671726		
R ²	0,138446		0,086203			
R² Ajusté	0,076942		0,004776			
p-Hausman	0,8598					
X ² (9)		4,697	873	-		

Le test d'Hausman a permis de spécifier le modèle de panel à effets individuels aléatoires.

· Bénéfice par action

La variable bénéfice (BPA/P_{it-1}) par action est positivement associée au rendement boursier. Ce constat nous permet de valider une idée générale selon laquelle, le bénéfice peut expliquer le rendement boursier (Sanchez et Meca (2007)).

· Propriété managériale

La variable propriété managériale multipliée par bénéfice est positivement et significativement associée au rendement. Ceci permet de conclure que la propriété managériale a un effet positif sur le pouvoir informationnel du bénéfice conformément à l'hypothèse de convergence des intérêts.

· Propriété institutionnelle

En ce qui concerne la variable Pl*BPA/P_{it-1}, représentant l'interaction entre la propriété institutionnelle et le bénéfice comptable, le coefficient est positif et significatif au seuil de 5%. Ce résultat peut confirmer ceux de Jung et Kwon (2002), Chung et al, (2002) et Omri (2002) en faisant référence à l'hypothèse d'activisme accordant à l'investisseur institutionnel un rôle important dans la réduction des comportements opportunistes au sein de l'entreprise.

· Propriété concentrée

La variable propriété concentrée - bénéfice est négativement et non significativement

associée au rendement boursier. Ceci permet de confirmer les prédictions de l'hypothèse de l'enracinement

En procédant à une comparaison entre les coefficients des variables bénéfices et les variables représentant l'interaction entre la structure de propriété et le bénéfice et leur degré de significativité, nous constatons que les variable de structure de propriété et surtout la propriété institutionnelle affecte le pouvoir du bénéfice comptable à expliquer le rendement boursier.

· Variables de contrôle

La relation taille-bénéfice de la firme est associée positivement et non significativement au rendement boursier.

Quant à la variable opportunités de croissance, l'étude fait apparaître une relation positive et significative entre les opportunités de croissance et le rendement boursier. Ce résultat confirme ceux de Fan et Wong (2002) et Sanchez et Meca (2007) qui avancent que la variable Growth mesurant les opportunités de croissance est associée positivement avec la réaction du marché aux bénéfices publiés.

Le niveau d'endettement (Lev) est associé positivement au pouvoir informationnel des bénéfices comptables.

La variable Risk affecte négativement et significativement le pouvoir informationnel des bénéfices comptables. Ce résultat confirme les résultats de certains travaux antérieurs à

savoir ceux de Warifield et al (1995) et Sanchez et Meca (2007) qui stipulent que face au risque, les managers ont tendance à gérer les résultats. Par conséquent, la qualité du bénéfice sera affectée. Donc, le pouvoir du bénéfice à expliquer le rendement boursier diminue.

3.2.2. Etude de la relation non linéaire entre la structure de propriété et le pouvoir informationnel

Afin d'étudier la relation non linéaire entre la structure de propriété et le pouvoir informationnel du bénéfice, nous allons estimer l'équation (E4) qui présente une relation entre le rendement, le bénéfice par action et les variables d'interaction entre la structure de propriété et le bénéfice.

Tableau (7)

Propriété managériale

Pour la variable de la propriété managériale (PM), les deux termes, linéaire et guadratique, sont significatifs au seuil de 5%. Le coefficient est positif pour le terme linéaire et négatif pour le terme quadratique. Conformément à Sanchez et Meca (2007), Yeo et al (2002), la non linéarité de la relation montre que la pertinence et la qualité des bénéfices comptables ne s'améliorent pas toujours avec l'augmentation de la part des managers dans le capital. Pour un niveau de propriété managériale faible, et conformément aux résultats de Warifield et al (1995) et la théorie d'agence, il existe une relation positive entre la propriété managériale et le pouvoir informationnel des bénéfices comptables. À un niveau plus élevé de participation managériale, une relation négative soutient l'hypothèse

Variables	Effet fixe	T-Student	Effet aléatoire	T-Student		
Constante	0,136101	2,083339	0,119857	1,935812		
BPA/P _{it-1}	0,277148	0,135787	-0,248761	-0,135713		
PM*BPA/P _{it-1}	0,267443	1,038825	0,130466	2,554198		
PM ^{2*} BPA/P _{it-1}	0,620652	0,154895	-0,696602	-3,204747		
PI*BPA/P _{it-1}	2,316976	0,620060	0,493828	1,981056		
PI ² *BPA/P _{it-1}	1,210992	0,216330	0,092065	2,019770		
Block*BPA/P _{it-1}	0,161606	0,156657	-0,002571	-3,002679		
Block ^{2*} BPA/P _{it-1}	-0,732041	-0,224500	0,803513	0,281132		
LTaille*BPA/P _{it-1}	-0,040181	-0,248415	0,007993	3,053990		
Lev*BPA/P _{it-1}	2,687877	1,661792	2,186395	1,989261		
MBKE*BPA/P _{it-1}	0,032657	0,455681	0,043074	0,640236		
Risk*BPA/P _{it-1}	-0,387350	-0,587220	-0,243004	-3,385894		
R ²	0,136564		0,084969			
R² Ajusté	0,114434		0,025944			
p-Hausman	0,9541					
X ² (12)		5,11	1729			

d'enracinement indiquée par Morck et al (1988).

· Propriété concentrée

Une relation linéaire négative et significative relie la propriété concentrée et le pouvoir informationnel des bénéfices comptables. Le terme quadratique, représentant la relation non linéaire, est positif. À l'opposé de Sanchez et Meca (2007), une relation non linéaire relie la propriété concentrée au pouvoir informationnel des bénéfices. À un niveau faible de concentration de propriété, le pouvoir des bénéfices à expliquer le rendement boursier est faible (Hypothèse d'enracinement) et à un niveau plus élevé, le contenu informationnel des bénéfices s'améliore (Hypothèse de propriétaire de l'information).

· Propriété institutionnelle

En ce qui concerne la propriété institutionnelle (PI), une relation positive et significative s'affiche dans les deux cas (linéarité et non linéarité). Ceci traduit l'activisme des investisseurs institutionnels tunisiens. Leur contrôle actif permet de limiter les comportements opportunistes au sein de l'entreprise, réduisant ainsi les manipulations comptables. Par conséquent, le pouvoir informationnel des bénéfices comptables s'améliore.

· Variables de contrôle

La relation taille-bénéfice de la firme reste associée positivement et significativement au rendement boursier pour le modèle non linéaire.

Quant à la variable opportunités de croissance, la relation quadratique est aussi positive entre les opportunités de croissance et le rendement boursier. Ce résultat confirme ceux de Sanchez et Meca (2007) pour la relation non linéaire, les firmes à haut niveau de croissance ont les bénéfices les plus informatifs et pertinents.

Le niveau d'endettement (Lev) est associé positivement et significativement au pouvoir informationnel des bénéfices comptables.

Pour la variable Risk, la relation avec le pouvoir informationnel des bénéfices comptables demeure négative et significative.

Conclusion

Le principal objectif de la recherche était d'identifier, empiriquement, l'effet de la structure de propriété d'une part sur les accruals discrétionnaires et d'autre part, sur le pouvoir informationnel. Pour ce faire, quatre modèles de recherche ont été testés. Au début, nous avons testé l'existence d'une relation linéaire. Ensuite, nous avons testé la non linéarité de la relation en introduisant un terme quadratique dans le modèle préliminaire.

 La participation managériale semble influencer positivement et significativement la gestion des résultats via la manipulation des accruals discrétionnaires. Cette hypothèse est confirmée en testant la linéarité et la non linéarité de la relation structure de propriétévaleur absolue des accruals.

Toutefois, les résultats de la non linéarité soutiennent aussi bien l'hypothèse d'enraci-

nement (terme quadratique) que celle de convergence des intérêts (terme linéaire). Au début, lorsque la propriété managériale augmente, la valeur absolue des accruals discrétionnaires diminue. À partir d'un certain niveau de propriété managériale, la relation s'inverse et la valeur des accruals discrétionnaires augmente conformément aux prédictions de la théorie d'agences et aux conclusions de Warifield et al (1995) et Sanchez et Meca (2007). L'hypothèse de convergence est ainsi soutenue au début pour être ensuite abandonnée au profit de l'hypothèse d'enracinement.

- Pour l'existence d'une relation positive entre la propriété managériale et le pouvoir informationnel des bénéfices comptables, cette hypothèse était confirmée en testant la linéarité de la relation mais abandonnée dans le cadre d'une relation quadratique.
- La participation institutionnelle semble influencer négativement et significativement la gestion des résultats et positivement et significativement le pouvoir des bénéfices à expliquer le rendement boursier pour toutes les relations linéaires et non linéaires. À la lumière de ce résultat, nous pouvons confirmer que les institutionnels tunisiens mènent une politique de contrôle actif dans la mesure où ils sont motivés pour défrayer des coûts de contrôle, en faisant bénéficier les entreprises de leurs compétences dans des domaines variés afin de maximiser la valeur de leurs investissements.

- Conformément aux résultats de Shleifer et Vishny (1997) et Fan et Wong (2002), nous avons trouvé que la concentration de l'actionnariat semble influencer négativement la qualité des bénéfices comptables soutenant ainsi l'hypothèse d'enracinement pour une relation linéaire entre la propriété concentrée et la qualité des bénéfices comptables.
- Les entreprises fortement endettées sont incitées à gérer leurs résultats. Ce constat est attendu dans un environnement économique caractérisé par un mode de financement basé principalement sur les emprunts bancaires. Toutefois, dans notre contexte, cette idée se trouve rejetée pourtant que notre économie se base essentiellement sur les financements bancaires. Ainsi, le niveau d'endettement est associé positivement et significativement à la qualité du bénéfice comptable.
- Rejetant l'hypothèse des coûts politiques, la taille n'a pas d'effet sur la possibilité de gérer les résultats comptables. Nous pouvons expliquer ceci par le fait qu'en Tunisie, la visibilité politique ne représente pas une incitation suffisante à la gestion des résultats puisque les états financiers publiés ne constituent pas la seule source d'information pour l'Etat et l'administration fiscale.
- Par opposition aux résultats de Sanchez et Meca (2007) qui avancent que les accruals augmentent au sein des entreprises à fortes opportunités de croissance, cette variable est négativement reliée aux ajustements comp-

tables (relation linéaire) et positivement associée au pouvoir informationnel des bénéfices.

• De même, les résultats relatifs à la variable Risque confirment ceux de Fan et Wong (2002), Warifield et al (1995) et Sanchez et Meca (2007) qui stipulent que les entreprises exploitent les manipulations comptables face au risque. Par conséquent, cette variable est associée positivement avec les accruals discrétionnaires. Ainsi, à un niveau élevé de risque, la qualité du bénéfice et son pouvoir à expliquer le rendement se détériorent.

Ce travail présente l'avantage de rompre avec le cadre classique de la relation entre la structure de propriété et la pertinence des bénéfices comptables. Nous avons essayé de vérifier l'existence d'une relation non linéaire entre ces deux vecteurs dans le contexte d'un pays émergent tel que la Tunisie. En outre, l'existence d'une controverse théorique sur un nombre assez important de points nous a incité à tenter une analyse empirique susceptible de mieux percevoir les différentes approches.

Bibliographie:

- Bushee B.J., (1998): «The influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior.», Account Review, Vol n° 73, pp. 305-334.
- Carleton W.T. Nelson J.M. et Weisbach M.S., (1998), «The Influence of Institutions on Corporate Governance through Private Negociations: Evidence from TIAA-CREF», Journal of Finance, Vol n° 53, pp. 1335-1362.
- Casta J.F., (2001), «Théorie positive de la comptabilité», article 91, Encyclopédie de la comptabilité.

- Christie A. Joye M. et Watts R., (2002) :
 "Decentralization of the firm: theory and evidence",
 Journal of Corporate Finance, forthcoming.
- Colins D. et Khotari S.P., (1989): «An Analysis of Intertemporal and Cross Sectional Determinants of Earnings Response Coefficients», Journal of Accounting and Economics, Vol n° 11, pp. 143-181.
- Daley L. et Vigeland R. (1983), "The effects of debt covenants and political costs on the choice of accounting methods", Journal of Accounting and Economics, Vol n° 5, pp.195-221.
- DeAngelo H. DeAngelo L. et Skinner D., (1994), «Accounting choice in troubled companies», Journal of accounting and economics, Vol n° 17, pp. 113-143.
- Dechow P. Sloan R. et Sweeney A., (1995), «Detecting earnings management», The Accounting Review, Vol 70, n° 2, pp. 193-225.
- Demsetz H., (1983): «The structure of ownership and the theory of the firm», The Journal of law and economics, vol n° 126, pp. 375-390.
- Fama E.F (1980), "Agency problems and the theory of the firm", Journal of Political.
 - Economy, vol 88, n° 2, (april), p. 289.
- Fama E.F et Jensen M.C., (1983), «Separation of Ownership and Control», Journal of Law & Economics, University of Chicago Press, vol. 26 (2), juin, pp. 301-25.
- Fan J.P.H. et Wong T.J., (2002): «Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia», Journal of Accounting and Economics, Vol n° 33, pp. 401-425.
- Gabrielsen G. Gramlich J. et Plenborg T., (2002): «Managerial Ownership, Information Content of earnings and Discretionary Accruals in a Non-US Setting», Journal of business, Finance and Accounting, Vol n° 29, pp. 967-988.

- Giuliano lannotta, Giacomo Nocera et Andrea Sironi, (2007) : «Ownership structure, risk and performance in the european banking industry», Journal of banking and Finance, Vol n° 31, pp. 2127-2149.
- Healy P., (1985): «Evidence on the effect of bonus schemes on accounting procedure and accrual decisions», Journal of accounting and economics, Vol n° 7, pp. 85-107.
- Holthausen R.W. Lacker D. et Sloan R., (1995), «Annual bonus schemes and the manipulation of earnings», Journal of accounting and economics, Vol 19, n° 1, p. 2974.
- Jensen M.C et Meckling W.H., (1976), «Theory of the firm: Managerial behavior, Agency costs and Ownership structure», Journal of Financial Economics, Vol 3 (4), (october), p. 310.
- Jones J., (1991), «Earnings management during import relief investigations», Journal of Accounting research, Vol 29, n° 2, pp. 193-228.
- Kang J.K. et Shivdasani A., (1997), *«Corporate Restructuring during performance declines in Japon», Journal of Financial Economics, Vol n° 46*, p. 62.
- Kooyul Jung et Soo Young Kwon, (2002), «Ownership structure and earnings informativeness : Evidence from Korea», The International Journal of Accounting, Vol n° 37, pp. 301-325.
- La Porta R. Lopez de Silanes F. et Shleifer A., (1999), «Corporate Ownership around the world», The journal of finance, Vol n° 54, pp. 471-517.
- Morck R. Shleifer A. et Vishny R., (1988) «Management Ownership and Market Valuation : An empirical analysis», Journal of financial Economics, Vol n° 20, pp. 293-315.
- Mtanios R. et Paquerot M., (1999), «Sructure de propriété et sous performance des firmes : une étude empirique sur le marché au comptant...», Finance, Contrôle, Stratégie, Vol 2, n° 4, pp. 157-179.

- Paquerot M., (1997), «Stratégies d'enracinement des dirigeants, performance de la firme et structures de contrôle», In le gouvernement d'entreprises : Corporate gouvernance, théories et faits, Edition Economica.
- Sanchez-Ballesta J. P. et Garcia-Meca E., (2007),
 «Ownership Structure, Discretionary Accruals and the Informativeness of Earnings», Corporate Governance:
 An International Review, vol. 15, n° 4, pp. 677-691.
- Stolowy H., (2003), «La gestion des données comptables : une revue de la littérature», Comptabilité-Contrôle-Audit / tome 9, Vol n° 1, pp. 125-152.
- Shleifer A. et Vishny R.W., (1997), «A survey of corporate gouvernance», Journal of financial, Vol n° 52, pp. 737-783.
- Shleifer A. et Vishny R.W., (1989), «Management Entrenchment: the case of manager-Specific Investments», Journal of Financial Economics, vol n° 25 (1), pp. 123-139.
- Velury U. et Jenkins D.S., (2006), «Instituionnal Ownership and the quality of earnings», Journal of business research, Vol n° 59, pp. 1043-1051.
- Warfield D.T. Wild J.J. et Kenneth L.W., (1995),
 «Managerial ownership, accounting choices and informativeness of earnings», Journal of accounting and economics, Vol n° 20, pp. 61-91.
- Watts et Zimmerman, (1990): «Positive Accounting Theory: a Ten Year Perspective», The Accounting Review, Vol n° 65, pp. 131-156.
- Watts R.L. et Zimmerman J.L, (1978) "Towards a Positive Theory of the Determination of Accounting Standards", The Accounting Review, Vol n° 53, pp. 112-134.
- Watts R.L. et Zimmerman J.L., (1986), "Positive Accounting Theory, Prentice-Hall, Englewood Cliffs", The Accounting review.

- Williamson O.E., (1981), «The modern corporation: Origins, Evolution Attributes», Journal of Economic Literature, Vol 19, (december), p.1539.
- Yeo H.H.G. Tan P.M.S. Kim W.H et Chen S.S., (2002), «Corporate Ownership Structure and the informativeness of earnings», Journal of business finance and accounting, Vol n° 8, pp. 306-686.

Annexe (1)

Le modèle de Dechow utilisé pour l'estimation des accruals discrétionnaires.

Accruals totaux : $ACT_{tt} = (variation \ actifs \ courants_{tt} - variation \ liquidités \ et \ équivalents \ de \ liquidités_{tt})$ - $(variation \ passifs \ courants_{tt} - variation \ dettes \ long \ terme_{tt})$ - dépréciation et amortissement,

Avec :

- Variation actifs courants de la firme i pendant l'année (t) et (t-1)
- Variation liquidités et équivalents de liquidités de la firme i pendant l'année (t) et (t-1)
- Variation passifs courants de la firme i pendant l'année (t) et (t-1)
- Variation dettes à long terme de la firme i pendant l'année (t) et (t-1)
- Dépréciation et amortissement de la firme i pendant l'année (t)

Pour estimer les accruals non discrétionnaires :

$$ACT_{it} / A_{it\cdot 1} = a_0 + a_1 (\Delta CA_{it} - \Delta CAC_{it}) / A_{it\cdot 1} + a_2 IMMO_{it} / A_{it\cdot 1} + \zeta_{it}$$

Avec :

- ACT_{it} = Accruals totaux de la firme i pendant l'année (t) ;
- A_{it-1} = Total Actif de la firme i pendant l'année (t-1);
- ΔCA_{it} = Variation du chiffre d'affaires de la firme i pendant l'année (t) et (t-1) ;
- ΔCAC_{it} = Variation du chiffre d'affaires à crédit de la firme i pendant l'année (t) et (t-1)
- = Solde du compte client (t) Solde du compte client (t-1);
- $IMMO_{it}$ = Immobilisations corporelles brutes de la firme i pendant l'année (t) ;
- ζ_{it} = Terme d'erreur de la firme i pendant l'année (t) ;
- a₀, a₁ et a₂ : coefficients estimés du modèle.

En utilisant les paramètres estimés \hat{a}_0 ; \hat{a}_1 ; \hat{a}_2 ; on estime les accruals non discrétionnaires AND,

$$\begin{split} & \mathsf{ACT}_{it} \ / \ \ \mathsf{A}_{it\text{-}1} \ = \ \hat{a}_0 \ + \ \hat{a}_1 \ \ (\mathsf{variation} \ \ \mathsf{revenus}_{it} \ - \ \mathsf{variation} \\ & \mathsf{créances} \ \mathsf{clients}_{it}) \ / \ \mathsf{A}_{it\text{-}1} \ + \ \hat{a}_2 \ \mathsf{immobilisations} \ \mathsf{corporelles}_{it} \\ & \ / \ \mathsf{A}_{it\text{-}1} \ + \ \zeta_{it} \end{split}$$

Ainsi, nous définissons les Accruals discrétionnaires (ACD_n) de la firme i pendant l'année (t) par la différence entre les ACT_n et les ACD_n

$$ACD_{it} = ACT_{it} / A_{it-1} - ACND_{it}$$

PRÉSENTATION DES ARTICLES :

Les projets d'articles doivent être soumis à l'adresse e-mail : recherche@larcf.com en format word.

Une première page de couverture doit contenir le titre de l'article, le ou les nom(s) de(s) auteur(s), ses (leurs) coordonnées (qualité, institution, adresse, e-mail). Dans le cas où il y a plus d'un auteur, le nom et les coordonnées de la personne à contacter doivent être indiqués. La deuxième page doit comporter le titre, et **un résumé** ne dépassant pas **100 mots**. L'article ne doit pas dépasser les 30 pages de format standard (références et annexes comprises) et doit être présenté en interligne de 1,5 sur un seul côté de la feuille. Police recommandée : Times New Roman 12. Les tableaux, figures et graphiques doivent être numérotés et présentés dans le corps du texte ou en annexe. Les références bibliographiques doivent être classées dans l'ordre alphabétique et rédigées selon les modèles suivants :

Article: NOM AUTEUR 1, Initial Prénom, NOM AUTEUR 2, Initial Prénom, année, « titre article », titre revue, volume, numéro, page début-page fin (par ex. pp. 1-3).

Ouvrage : NOM AUTEUR 1, Initial Prénom, NOM AUTEUR 2, Initial Prénom, année, « titre », Editeur, lieu d'édition.

Un engagement individuel sur l'intégrité et l'honnêteté scientifiques doit accompagner l'article.

Engagement d'intégrité
« J'atteste (Nom et prénom) que ce travail proposé pour
publication à la Revue « Recherches en Comptabilité & Finance » intitulé «»,
est personnel et original et que j'ai indiqué en bas de page chaque source utilisée.
Je déclare, en conséquence, en assumer l'entière responsabilité.»
Date
Nom et Prénom
Signature

Tout article adressé à la Revue « **Recherches en Comptabilité & Finance** » est soumis au comité de lecture et est lu par au moins deux membres, sans indication du nom de l'auteur. L'article est alors accepté, refusé ou accepté sous réserve de modifications. En cas d'acceptation définitive de l'article, un format définitif de la version acceptée sera proposé à (aux) l'auteur(s).

RAPPORT D'ACTIVITÉ

La coordination a reçu 9 propositions d'articles. Les travaux d'évaluation effectués par des professeurs membres du comité scientifique ont abouti à la sélection de 4 articles publiés dans le présent numéro.

Le coordinateur de la Revue





SUPPLÉMENT À LA REVUE COMPTABLE ET FINANCIÈRE





ISSN: 1737 - 8656