



HAL
open science

ANALYSE DES DETERMINANTS DE LA GESTION DES RESULTATS : CAS DES FIRMES CANADIENNES FRANCAISES ET TUNISIENNES

Hakim Ben Othman, Daniel Zéghal

► **To cite this version:**

Hakim Ben Othman, Daniel Zéghal. ANALYSE DES DETERMINANTS DE LA GESTION DES RESULTATS : CAS DES FIRMES CANADIENNES FRANCAISES ET TUNISIENNES. COMPTABILITE, CONTROLE, AUDIT ET INSTITUTION(S), May 2006, Tunisie. pp.CD-Rom. halshs-00581061

HAL Id: halshs-00581061

<https://shs.hal.science/halshs-00581061>

Submitted on 30 Mar 2011

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

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

**ANALYSE DES DETERMINANTS DE LA GESTION DES RESULTATS : CAS
DES FIRMES CANADIENNES FRANCAISES ET TUNISIENNES**

Hakim Ben Othman
Maître Assistant à L'IHEC Carthage
&
Daniel Zéghal
Professeur à l'Université d'Ottawa
CGA – Centre de Recherche en Comptabilité

“Prière de ne pas prendre des extraits de cet article sans l’aval écrit des auteurs”

“Please do not cote without authors’ written permission”

Adresse de correspondance:

Hakim Ben Othman
26, Rue Okba Ibn Nafaa
2016 Carthage Dermech
Tunis, Tunisia.
Tel : 216 71 731 094 / 216 98 357 789
Fax : 216 71 775 944
E-mail : hakim.bo@planet.tn

ANALYSE DES DETERMINANTS DE LA GESTION DES RESULTATS : CAS DES FIRMES CANADIENNES FRANCAISES ET TUNISIENNES

Résumé:

L'objectif de cet article est d'analyser l'impact des déterminants de la gestion des résultats en référence aux modèles comptables Anglo-américain et Euro-continentale. La France et le Canada sont, respectivement, issus de deux environnements sociaux-économiques différents. La Tunisie a procédé à la réforme de son système comptable pour passer du modèle comptable Euro-continentale au modèle comptable Anglo-américain. Néanmoins les traits de l'environnement socio-économique tunisien demeurent rattachés à l'environnement Euro-continentale (prééminence de l'endettement bancaire, gouvernance partenariale, etc.). Nous anticipons que les niveaux de gestion des résultats dans ces pays soient tributaires des spécificités socio-économiques des environnements Anglo-américains et Euro-continentale.

Nous avons eu recours à des données de panels canadiennes, françaises et tunisiennes composées, respectivement, de 1714, 1741, 283 observations firme-année. En considérant plusieurs niveaux de gestion des résultats (excessive à la hausse ou à la baisse, modérée), nous avons développé un modèle explicatif des pratiques de gestion des résultats fondé sur des régressions logistiques en panels. Globalement, les résultats empiriques sont conformes aux attentes. Les incitations à une gestion excessive pour les firmes tunisiennes sont quasiment similaires à celles dans les firmes françaises. Ces incitations sont notamment liées aux coûts contractuels d'endettement. Cependant, les firmes canadiennes montrent que la gestion excessive est fortement déterminée par des motivations contextuelles rattachées à un marché financier dynamique. Les introductions en bourse et les augmentations de capital par appel public à l'épargne présentent de fortes motivations pour une gestion excessive dans les firmes canadiennes.

Mots clés : *Gestion des résultats, Accruals Discrétionnaires, Comptabilité financière, Comptabilité internationale.*

Abstract:

The purpose of this paper is to examine the effects of earnings management motives with reference to the Anglo-American and Euro-Continental accounting models. Canada and France, respectively, belong to those different socio-economic environments. Tunisia has adopted a reform of its accounting system and has moved from a Euro-Continental accounting model to an Anglo-American accounting model. Nevertheless, socio-economic features of Tunisian firms are still close to the Euro-continentale environment (prominence of bank loans, stakeholders' corporate governance, etc.). Earnings management levels detected in those countries are expected to be different depending on specific socio-economic features of the Anglo-American and Euro-Continental environments.

We used panel data of 1714 Canadian, 1741 French and 283 Tunisian firm-year observations. Taking in account different levels of earnings management (high positive, high negative, moderate), we develop a logistic panel regression model. In sum, empirical results are consistent with our predictions. Incentives for excessive earnings management for Tunisian firms are quite similar to those prevailing for French firms. These incentives are specifically linked to contractual debt costs. However, Canadian firms show specific incentives matched with a dynamic capital market. Initial public and equity offerings are strong motives for excessive earnings management in Canadian firms.

Key Words: *Earnings Management, Discretionary Accruals, Financial Reporting, International Accounting.*

1. Introduction:

La gestion des résultats a pour longtemps été considérée comme une altération des états financiers en vue d'induire en erreur les 'stakeholders' à propos de la performance économique de la firme ou influencer les relations contractuelles basées sur les chiffres comptables (Healy et Wahlen, 1999). De nombreuses études effectuées, pour la plupart, dans le monde Anglo-américain ont traité le sujet de la gestion des résultats. Ces études ont tenté d'analyser la gestion des résultats dans des contextes bien particuliers. Elles ont examiné l'impact sur la gestion des résultats des motivations liées aux rémunérations incitatives des dirigeants (Guidry, Leone et Rock, 1999; Healy, 1985; Holthausen, Larker et Sloan, 1995), endettement (Healy et Palepu, 1990; DeAngelo, DeAngelo et Skinner, 1994; DeFond et Jiambalvo, 1994; Sweeney, 1994), cas de réglementation (Jones, 1991; Cahan, 1992; Key, 1997), offres publiques de titres (Teoh, Welch et Wong, 1998; Erickson et Wang, 1999; Shivakumar, 2000), désir de ne pas publier des pertes minimales (Burgstahler et Dichev, 1997; Burgstahler et Eames 2003), et le désir d'atteindre les seuils tels que les prévisions des analystes financiers (Burgstahler et Eames, 1998; DeGeorge, Patel et Zeckhauser, 1999).

Cependant, peu d'intérêt a été porté sur l'étude des déterminants de la gestion des résultats dans des pays issus du modèle comptable Euro-Continental tels que la France ou dans des pays émergents tels que la Tunisie qui a procédé, depuis 1997, à la réforme de son système comptable pour passer du modèle comptable Euro-continental au modèle comptable Anglo-américain.

Notre contribution consiste à analyser les facteurs spécifiques qui influencent la politique de gestion des résultats en référence aux modèles comptables Anglo-américain et Euro-continental.

Au Canada, le système comptable est marqué par un cadre conceptuel qui privilégie les intérêts des investisseurs. Les valeurs comptables de flexibilité et de professionnalisme prévalent comme dans toute culture comptable Anglo-américaine (Gray, 1988). La comptabilité est indépendante de la fiscalité et le marché financier joue un rôle majeur dans le financement de l'économie. En France, le système comptable est, à l'instar des pays Euro-continentaux, basé sur un plan comptable et des lois écrites qui ont pour rôle de satisfaire les besoins des 'stakeholders' en information comptable. Le système comptable français est caractérisé par les valeurs d'uniformité et du pouvoir de l'Etat (Gray, 1988). Les résultats comptables sont liés aux règles fiscales (Frylender et Pham, 1996). Le mode de financement des firmes françaises est largement basé sur l'endettement bancaire. La Tunisie a procédé à la

réforme de son système comptable pour passer du modèle comptable Euro-continentale au modèle comptable Anglo-américain. Néanmoins les traits de l'environnement socio-économique tunisien demeurent rattachés à l'environnement Euro-continentale (prééminence de l'endettement bancaire, gouvernance partenariale, etc.). Nous anticipons que la gestion des résultats dans ces pays soit affectée par des facteurs socio-économiques spécifiques aux environnements Anglo-américains et Euro-continentaux.

Notre étude présente un intérêt pour les investisseurs, analystes financiers, autorités de marché, auditeurs, et normalisateurs. Les investisseurs internationaux ainsi que les analystes financiers ont besoin de connaître si les incitations à la gestion des résultats auraient le même effet sur les firmes canadiennes, françaises, voire tunisiennes. Lors des opérations d'évaluation, les résultats comptables ne devraient pas être appréciés pour leurs montants publiés. Dans chacun des pays, les autorités de marchés cherchent à détecter les incitations spécifiques à la gestion des résultats et à préserver les intérêts des actionnaires minoritaires dans un souci de promouvoir l'investissement sur les marchés financiers. Les organismes de normalisation aussi bien internationaux (IASB, anciennement IASC)¹, que nationaux au Canada, en France, ou en Tunisie cherchent à produire des normes comptables moins flexibles afin de réduire la latitude des dirigeants et de garantir la pertinence des résultats comptables, notamment, en termes de fiabilité et de comparabilité.

Notre étude a des implications sur le jugement de la qualité des résultats comptables au moment où la gestion des résultats est de plus en plus critiquée. Un ancien président de la commission des opérations boursières '*Security Exchange Commission*', Arthur Levitt (1998), s'est fortement attaqué à la pratique de gestion des résultats en ces termes : " Je crains que nous soyons en train de subir une érosion de la qualité des résultats publiés, et en conséquence de la qualité du 'reporting financier'. La gestion des résultats peut conduire à l'illusion... ". Turner et Godwin (1999) ont rapporté quelques mesures prises par le département '*Accounting Board*', chargé au sein de la SEC de veiller à la régularité des traitements comptables, afin d'atteindre l'objectif d'intégrité des chiffres comptables préconisé par l'ancien président de la '*SEC*' Arthur Levitt. Selon une étude publiée en 2002 par la firme de notation financière '*Weiss Ratings Inc*', une société cotée en bourse sur trois aux Etats-Unis manipulent ses résultats comptables. Lors de son témoignage devant le Sénat américain, Walter P. Schuetze, ancien '*chief accountant*' de la '*SEC*', a déclaré que la gestion des

résultats est un fléau qui frappe les Etats-Unis... et qu'il est nécessaire de mettre un frein à la gestion des résultats.

Cependant, des études récentes ont soulevé que la gestion des résultats n'entraîne pas nécessairement une altération des états financiers induisant en erreur les décisions des 'stakeholders' à propos de la performance économique de la firme ou biaisant les relations contractuelles basées sur les chiffres comptables (Dechow et Skinner, 2000). Dans une certaine limite, la gestion des résultats contribue à l'efficacité des décisions des investisseurs (Arya, Clover et Sunder, 2002). La gestion modérée de résultats comptables permet aux dirigeants de signaler leurs anticipations au marché. Ceux ci disposent d'informations privilégiées sur le devenir de leur entreprise, qu'ils doivent communiquer aux investisseurs pour permettre d'évaluer correctement les titres qui leurs sont proposés. Une gestion de faible ampleur des résultats comptables est acceptable, voire souhaitable par le marché. En revanche, la gestion abusive des résultats comptables consiste en des manipulations extrêmes non souhaitables. Ces manipulations sont néfastes parce qu'elles accroissent l'opacité des résultats comptables publiés. Il en résulte une évaluation erronée des entreprises et, par conséquent, une mauvaise allocation des ressources dans l'économie (Dumontier, 2003).

Ainsi, cet article contribue à mettre en relief l'importance de certaines motivations spécifiques pour une gestion excessive/modérée des résultats comptables dans le cadre d'environnements socio-économiques différents. Pour tester l'influence de certaines motivations spécifiques du niveau de gestion des résultats dans les environnements canadien, français et tunisien, nous développons un modèle de régression logistique en panels qui prend en considération des niveaux différents de gestion des résultats (gestion excessive à la hausse (à la baisse) ou modérée).

Globalement, les résultats empiriques sont conformes aux attentes. Les incitations à une gestion excessive pour les firmes tunisiennes sont quasiment similaires à celles dans les firmes françaises. Ces incitations sont notamment liées aux coûts contractuels d'endettement. Cependant, les firmes canadiennes montrent que la gestion excessive est fortement déterminée par des motivations contextuelles rattachées à un marché financier dynamique. Les introductions en bourse et les augmentations de capital par appel public à l'épargne présentent de fortes motivations pour une gestion excessive dans les firmes canadiennes.

L'article est organisé comme suit. La section 2 met en évidence les incitations spécifiques à la gestion des résultats dans chacun des environnements canadien, français et tunisien et développe les hypothèses. La section 3 décrit l'échantillon, détaille la mesure de la gestion

des résultats et présente le modèle à tester empiriquement. La section 4 fournit les statistiques descriptives des incitations à la gestion des résultats et rapporte les résultats de notre analyse basée sur des régressions logistiques en panel. Enfin, la section 5 est consacrée à la conclusion.

2. Développement des hypothèses

2.1. Les incitations spécifiques à la gestion des résultats

Malgré l'acceptation en 2000 des normes de l'IASC (actuellement, IASB) par l'organisation internationale des commissions des valeurs mobilières, Gray et Street (2001) ont observé des différences entre les pays de l'Europe continentale, notamment la France et les pays Anglo-américains quant à l'application des IAS (actuellement IFRS). Leuz, Nanda, and Wysocki (2000) soutiennent dans ce sens que « les normes internationales ne sont pas obligatoires. Celles-ci reposent sur les auditeurs locaux et la législation spécifique du pays pour renforcer son application. Ainsi, il serait ambiguë de dire que les normes internationales vont limiter la pratique de gestion des résultats dans le monde ».

En effet, les firmes canadiennes, françaises et tunisiennes opèrent dans des environnements socio-économiques ayant des aspects spécifiques qui pourraient affecter la gestion des résultats. Comme toute activité humaine, la comptabilité est influencée par la culture (Douglas, 1989; Wildavsky, 1989). La comptabilité est une activité socio-technique qui nécessite des interactions entre les ressources humaines et financières, et de ce fait, la comptabilité est fortement rattachée à la culture. Hussein (1996) confirme qu'il existe une prise de conscience parmi plusieurs chercheurs comptables et normalisateurs des influences sociales et culturelles sur la comptabilité (Beresford, 1990 ; Gray, 1988). Gray (1988) s'est fondé sur les différences culturelles développées par Hofstede (1984) pour expliquer les différences internationales en matière de pratiques comptables. Il a distingué quatre valeurs comptables qui sont liées à des valeurs culturelles : le type de réglementation (professionnel ou légal), le degré d'uniformité ou de flexibilité, prudence ou optimisme, conservatisme ou transparence. Il a étendu son analyse pour montrer que les deux premières valeurs sont liées à l'autorité et au renforcement alors que les deux secondes valeurs affectent la mesure et la divulgation de l'information comptable.

Dans ce cadre, la Tunisie et la France possèdent les traits de l'environnement Euro-continental caractérisé par un contrôle de l'Etat, l'uniformité, le conservatisme, et l'aversion au risque alors que le Canada, comme tout pays Anglo-américain, est marqué par un professionnalisme élevé, une flexibilité et une transparence. Gray (1988) a soutenu que ces

valeurs sociétales ont des conséquences institutionnelles marquant la nature des marchés financiers et la structure de propriété, le système légal, etc. Plus précisément, les valeurs comptables de professionnalisme, de flexibilité et de transparence déterminent le mode de financement et le modèle de gouvernance actionnarial ainsi que la latitude accordée aux professionnels et le manque d'interaction entre le système comptable et les règles fiscales. En revanche, les valeurs comptables de contrôle par l'Etat, d'uniformité, de conservatisme et de l'aversion au risque ont été à l'origine du plan comptable, du système de financement basé sur l'endettement bancaire, et du rôle joué par le gouvernement dans la réglementation comptable. Il en découle que la gestion des résultats est tributaire des cadres institutionnels dans lesquels les résultats comptables sont utilisés.

2.1.1. Le mode de financement et le système de gouvernance : modèles actionnarial versus modèle partenarial

Le mode de financement des firmes est rattaché au système de gouvernance qui prévaut dans un pays. Il existe deux grands types de modes de financement de par le monde. Le premier, particulièrement développé dans les pays Anglo-américains, se base sur les capitaux propres et donc sur le marché financier en tant que source principale de financement. Le second prévaut dans les pays de l'Europe continentale, et se caractérise par une prééminence de l'endettement auprès des institutions financières. Cette coexistence de par le monde de deux modes de financement différents affecte différemment l'information financière publiée par les firmes, notamment, le résultat comptable.

La gouvernance actionnariale domine dans les pays Anglo-américains. Les actionnaires représentent le partenaire privilégié de la firme. Ils contrôlent les membres du conseil d'administration à travers les comités d'audit, de nomination et de rémunération. La demande sur le résultat comptable présente des aspects spécifiques par rapport aux pays Euro-continentaux. Le reporting financier est basé sur un cadre conceptuel qui a la priorité de satisfaire les besoins des actionnaires en information comptable. Le marché financier joue un rôle vital dans le financement des firmes. Par conséquent, le mode de financement des firmes canadiennes est dominé par les capitaux propres et il existe une plus grande séparation entre les dirigeants et les propriétaires. Les investisseurs, les analystes financiers, et la presse financière imposent une plus grande pression sur les firmes canadiennes. Les dirigeants canadiens sont appelés à gérer les résultats comptables en réponse aux pressions exercées par un marché financier dynamique.

Contrairement aux pays Anglo-américains, dans les pays Euro-continentaux, la gouvernance partenariale est effectuée par divers partenaires de la firme tels que les Banques, les employés,

le gouvernement, les principaux clients et fournisseurs, etc. Ball et al. (2000) soulignent que les 'stakeholders' de la firme perçoivent les bénéfices comptables comme un « gâteau » commun à partager entre eux sous formes de bonus pour les employés et les dirigeants, de dividendes pour les actionnaires, de taxes pour le gouvernement. La demande sur le résultat comptable est beaucoup plus influencée par les préférences des agents pour satisfaire les besoins en information des créanciers, du gouvernement et des employés plutôt que par les besoins de divulgation. Dans le cadre du système de gouvernance partenariale, les banques représentent la principale source de financement des firmes. Etant donné l'importance du capital fourni par les banques, les dirigeants auraient moins de soucis pour satisfaire les besoins en information des actionnaires individuels et minoritaires. Les règles comptables seraient plus conservatrices, en vue de protéger les créanciers.

En ce sens, la France est caractérisée par un système de gouvernance partenariale qui est dominé par les banques, le gouvernement et les familles. Etant un pays Euro-continental, il existe une demande pour une faible volatilité des bénéfices comptables (Ball et al. 2000). Le gouvernement français a pour longtemps, protégé les grandes entreprises d'un contrôle rigoureux par les marchés financiers (Bertin, Jaussaud et Kanie, 2002). Après les nationalisations de 1981, le processus de privatisation entamé à partir de 1986 a entraîné la constitution d'un 'noyau dur' d'actionnaires et des participations croisées stabilisant le capital de l'entreprise (Morin et Dupuy, 1993 ; Blancel, 1997). De même, le rapport de l'OECD (1995) affirme, qu'en France, la participation croisée est de règle. O'Sullivan (2002) souligne que l'existence d'un système important de participations croisées liant les principales sociétés françaises semblait constituer une barrière importante à une évolution vers un capitalisme à l'anglo-saxonne. La majorité des entreprises françaises sont de type familial ou Etatique. Le capital n'est pas réparti dans le public et le marché financier joue, habituellement, un rôle moindre dans le financement des entreprises qui ont plutôt recours à l'endettement bancaire. Selon le système de gouvernement d'entreprise partenarial en France, les besoins de divulgation pour les entreprises se limitent aux exigences légales. Les principaux 'stakeholders', dits aussi, partenaires de la firme (par exemple, créanciers, administration fiscale, etc.) disposent d'un accès privé à l'information financière et sont perçus comme étant des utilisateurs internes de l'information financière.

De même, en Tunisie, le financement des entreprises demeure largement basé sur les emprunts bancaires. Même si la tendance actuelle vise à accorder une priorité accrue aux

investisseurs², il est peu probable que le mode de financement des entreprises tunisiennes va s'apparenter à celui des entreprises Anglo-américaines tant que l'actionnariat n'est pas répandu dans le public. Autrement dit, il est peu probable que le financement des firmes tunisiennes va s'éloigner de celui des firmes Euro-continentales tant que la source principale de financement des entreprises tunisiennes réside dans l'endettement bancaire, et que la structure de l'actionnariat demeure en grande partie de nature familiale.

Dans ce cadre, les études antérieures ont montré que les dirigeants gèrent les résultats lors de l'introduction d'une firme au marché financier (Firedlan, 1994 ; Teoh, Welch et Wong, 1998 ; Teoh, Wong and Rao, 1998) ou lors d'une augmentation subséquente du capital par appel public à l'épargne (Teoh, Welch et Wong 1998; Ragan, 1998). Ainsi, *les dirigeants sont d'autant plus incités à utiliser des accruals d'une manière excessive pour gérer à la hausse les bénéfices que les opérations d'introduction et d'augmentation de capital par appel public à l'épargne sont plus fréquentes. Néanmoins, nous anticipons qu'il serait plus probable que les introductions en bourse et les augmentations de capital par appel public à l'épargne prévalant dans les pays Anglo-américains, soient significatifs pour les firmes canadiennes par rapport aux firmes françaises et tunisiennes pour gérer à la hausse les résultats comptables.*

La variable Situation est une variable dichotomique (SIT) qui est représentée par 1 si l'une des deux opérations financières (introduction en bourse, augmentation de capital) a eu lieu ; par 0 si aucune des deux opérations n'a eu lieu durant l'une des années de la période d'analyse.

En plus, les organismes prêteurs, notamment les banques, se basent sur les états financiers pour évaluer le potentiel des firmes à rembourser leurs dettes, aussi pour des besoins de notation. Sachant que les dirigeants ont intérêt à bénéficier d'un soutien continu de la part des organismes prêteurs pour éviter l'augmentation du coût de capital, ils seraient incités à gérer les bénéfices à la hausse (DeFond and Jiambalvo, 1994). *Les dirigeants seraient d'autant plus incités à gérer les résultats (à la hausse) lorsque le niveau d'endettement de la firme est élevé. Néanmoins, nous anticipons qu'il serait plus probable que le niveau d'endettement dans les firmes Françaises et tunisiennes soit significatif que dans les firmes canadiennes pour gérer à la hausse les résultats comptables.*

2.1.2. Le système légal : relation entre les règles fiscales et les règles comptables

² Cette tendance est matérialisée par un ensemble de mesures entreprises par le gouvernement tunisien à travers la loi n°94-117 portant réorganisation du marché financier, les incitations fiscales depuis février 1999 au profit des entreprises nouvellement introduites en bourse, la loi 96-112 relative au système comptable des entreprises, le décret 96-2459 portant approbation du cadre conceptuel de la comptabilité, etc.

Le système légal dans la plupart des pays peut être classé selon un système juridique de droit écrit (codifié) ou un système juridique de droit coutumier dit aussi 'common law' (non écrit ou non codifié).

Le développement du droit coutumier est attribué aux actions individuelles dans le secteur privé, plutôt qu'à un planning qui émane des pouvoirs publics. Ceci a un impact sur le droit des sociétés qui, traditionnellement, ne prescrit pas de règles qui couvrent le comportement des sociétés et la manière dont elles devraient préparer leurs états financiers en vue de produire le résultat comptable. Les mesures utilisées en comptabilité financière, aboutissant au résultat comptable, ne présentent généralement pas, de contrainte pour l'administration fiscale. Par exemple, les charges ne sont tenues d'être comptabilisées pour être déduites du bénéfice imposable (McCourt and Radcliffe, 1995; Cooke et Wallace, 1995). Le bénéfice imposable n'est pas calculé selon le droit coutumier, et encore moins selon des textes de droit écrit. Il n'est pas déterminé selon le droit des sociétés (Walton, 1995). De ce fait, au Canada, le résultat comptable et le résultat fiscal sont indépendants.

D'autre part, la France à l'instar des pays Euro-continentaux, possède un système comptable de droit écrit. La comptabilité est, dans une large mesure, une branche du droit écrit des sociétés commerciales. La réglementation comptable est conçue pour assurer l'ordre des affaires et de protéger tous les partenaires de la firme (l'administration fiscale, les créanciers, les employés, etc.). Le système comptable de droit écrit prescrit les règles en matière comptable qui varient des principes favorisant, par exemple, le principe de prudence aux procédures détaillées comme les règles de présentation des états financiers fournies dans le 'Plan Comptable Général'. L'influence du gouvernement à travers le 'Plan Comptable Général' sur la profession comptable a fortement déterminé les pratiques comptables en France (Perera, 1989). Ce plan comptable est typiquement prescriptif, détaillé et procédural.

Un rôle primordial de la comptabilité financière en France serait de déterminer le montant d'impôt dû à l'Etat. En effet, la France a une réglementation comptable et une réglementation fiscale qui sont liées. Le développement historique de la relation entre le système comptable et le système fiscal est caractérisé par une longue absence d'une législation comptable propre et du peu d'influence exercé par la profession comptable jusqu'aux années 1960 (Frydlender et Pham, 1996). La législation fiscale est intervenue sans avoir tenu compte de la théorie ou des pratiques comptables existantes (Sheid et Walton, 1992 ; Frydlender et Pham, 1996 ; Fortin, 1991; McCourt et Radcliffe, 1995). Il en découle que plusieurs règles fiscales sont utilisées lors de l'établissement des états financiers. Par exemple, les charges d'amortissement sont particulièrement déterminées par les règles fiscales. Elles devraient être enregistrés sur

les livres de l'entreprise pour être déduites lors du calcul du bénéfice imposable. En outre, les provisions réglementées et les frais de recherche et développement doivent être comptabilisés pour qu'ils soient déductibles. Aussi, l'administration fiscale peut-elle exclure certaines charges, même publiées dans les états financiers, du droit de déduction. De ce fait, la réglementation fiscale en France affecte les règles de mesure comptable.

Inversement, plusieurs règles de 'reporting financier' sont en train d'être utilisées par l'administration fiscale. Chaque enregistrement comptable peut avoir un impact sur l'imposition. Lorsque les règles fiscales diffèrent des règles comptables, le bénéfice imposable est à calculer en partant du bénéfice comptable selon le tableau de passage au résultat fiscal (annexé aux états financiers). Ainsi, le bénéfice comptable et le bénéfice imposable sont fortement rattachés³.

La Tunisie, quant à elle, est un pays de droit écrit de part sa position géographique au centre de la méditerranée dominée par le droit romain. En outre, le poids de l'héritage culturel issu de la période de protectorat français et les liens économiques reliant la Tunisie avec la France ont fait que le droit civil ainsi que le droit commercial en Tunisie soient directement influencés par le code des obligations et des contrats et le code de commerce français.

Le système comptable tunisien qui a précédé la réforme concrétisée par la loi 96-112 se basait sur un plan comptable qui datait de 1968, la comptabilité était fortement influencée par la législation fiscale. En bref, il s'agissait d'un système comptable qui s'apparentait au modèle Euro-continental, notamment, le modèle comptable français. A la suite de l'adoption de la loi 96-112, le nouveau système comptable tunisien a emprunté la voie Anglo-américaine. Il s'est doté d'un cadre conceptuel qui s'est fixé pour objectif de satisfaire les besoins des investisseurs. La loi n° 96-112 a conférée au système comptable des entreprises tunisiennes une autonomie par rapport à la législation fiscale. La comptabilité, du moins sur le plan conceptuel⁴, serait indépendante de la fiscalité.

Cependant, les pratiques comptables dans les entreprises tunisiennes demeurent fortement rattachées aux règles fiscales en dépit de la promulgation d'une loi comptable. En outre, le système comptable des entreprises tunisiennes se base fondamentalement sur des lois écrites proches de la réglementation française en matière de délimitation des pouvoirs discrétionnaires des dirigeants. Il s'agit, notamment, du nouveau code des sociétés

³ Néanmoins, les développements futurs en France semblent conduire à un lien plus faible entre la comptabilité et la fiscalité. Outre la pression internationale, notamment exercée par l'IASB sous l'influence des G4+1, de nombreux auteurs académiques ainsi que des professionnels prônent pour une séparation entre les deux systèmes. (Eberhartinger, 1999, p 112).

⁴ La comptabilité dispose de son propre droit comptable, indépendant du droit fiscal, depuis la promulgation de la loi 96-112 entrée en vigueur début 1997.

commerciales qui a introduit le directoire et le conseil de surveillance en tant que mode d'administration possible des sociétés anonymes⁵.

Dans ce cadre, les prélèvements d'impôt représentent un moyen par lequel les agents politiques peuvent agir en imposant des coûts supplémentaires à la firme. Aussi bien les dirigeants français, tunisiens que canadiens seraient incités à réduire les bénéfices dans l'intention de payer moins d'impôt. L'influence de l'impôt sur la gestion des résultats est liée au taux d'imposition effectif (Roubi et Richardson, 1998 ; Guenther, 1994). Ainsi, *les dirigeants seraient d'autant plus incités à gérer les résultats comptables à la baisse en présence de taux d'imposition effectifs élevés. Néanmoins, étant donné le lien étroit entre le système comptable et fiscal en France et en Tunisie, nous anticipons qu'il serait plus probable que le taux d'imposition effectif soit significatif pour les firmes françaises et tunisiennes par rapport aux firme canadiennes.*

2.2. Variables de contrôle

Pour contrôler l'impact d'autres facteurs sur la gestion des résultats, la littérature comptable souligne le lien qui existe entre la gestion des résultats d'une part et la taille de la firme, le secteur d'activité, la part des dirigeants dans le capital, la cotation à l'étranger, et la qualité d'audit d'autre part. Ces variables de contrôle sont fondamentalement liées aux caractéristiques de la firme, aux facteurs contextuels et conjoncturels agissant sur les résultats comptables publiés.

2.2.1. Caractéristiques de la firme

Taille

La taille de la firme est communément utilisée comme un indicateur de la visibilité politique de la firme. Les entreprises de grande taille sont plus sensibles à la pression des coûts politiques que les petites et sont, ainsi, sujettes à un plus grand transfert de richesse. De ce fait, les dirigeants des grandes entreprises cherchent à échapper aux pressions politiques en réduisant les bénéfices publiés. Nous anticipons que la relation entre la taille de la firme et les accruals soit négative aussi bien pour les firmes françaises et tunisiennes que canadiennes. *Les dirigeants sont d'autant plus incités à gérer les résultats comptables à la baisse lorsque la taille de l'entreprise est grande.*

La taille de la firme est mesurée par Log (Total des Actifs) en vue de pallier les différences de

⁵ En Tunisie, le nouveau code des sociétés commerciales laisse aux sociétés anonymes le choix d'opter entre deux modes d'administration possibles à savoir le conseil d'administration ou le directoire et le conseil de surveillance (article 224 du code des sociétés commerciales).

tailles des firmes de chacun des échantillons français, tunisien et canadien.

Secteur d'activité

Le secteur d'activité auquel appartient l'entreprise peut être considéré comme une variable pertinente pour expliquer les pratiques comptables (Watts et Zimmerman, 1986). En l'occurrence, la gestion des résultats peut être influencée par l'appartenance des firmes à un secteur d'activité bien déterminé plutôt que par les caractéristiques individuelles de la firme. L'appartenance d'une firme à un secteur déterminé peut inciter ses dirigeants à gérer davantage les résultats comptables relativement à une autre firme qui opère dans un autre secteur d'activité. Certains secteurs sont, par exemple, susceptibles de représenter un risque de coûts politiques plus élevés que d'autres. De ce fait, nous essayons de contrôler l'effet du secteur d'activité sur le niveau de gestion des résultats. La variable (SECT) est estimée dans notre modèle multi varié par des variables muettes représentant les différents secteurs d'activités retenus dans notre étude empirique.

Part des dirigeants dans le capital

La direction a, au moins, deux incitations pour choisir des accruals qui augmentent le bénéfice. D'une part, la gestion à la hausse des bénéfices préserve le capital humain des dirigeants. Elle présente une image favorable meilleure et peut aider les dirigeants à se prémunir contre des prises de contrôle (Hindley, 1970 ; Williamson, 1967). La résistance des dirigeants aux prises de contrôle est expliquée par le fait qu'ils perdent souvent leurs postes et leurs avantages en nature (Azariadis et Stiglitz, 1983). D'autre part, les *bonus plans* existent le plus souvent dans les firmes contrôlées par les dirigeants et pour lesquelles il n'existe pas d'actionnaire dominant (Halthausen et al., 1995). Cette motivation de gérer à la hausse les bénéfices comptables est sensée être restreinte en présence d'une concentration élevée du capital entre les mains des dirigeants. En effet, l'augmentation de la part des dirigeants dans le capital permettrait d'aligner les intérêts des dirigeants sur ceux des actionnaires (Berle et Means, 1932 ; Williamson, 1964 ; Jensen et Meckling, 1976 ; Mork et al., 1998). Les conflits d'agence entre les dirigeants et les actionnaires seraient, en conséquence, réduits et la gouvernance au sein de l'entreprise améliorée. *Les dirigeants sont d'autant moins incités à gérer les résultats à la hausse lorsque leur part dans le capital de firme est élevé*

Pour tester l'influence de la concentration du capital entre les mains des dirigeants sur le niveau de gestion des résultats, nous avons choisi la variable de gouvernance appréciée par la part des dirigeants dans le capital de firme. Il s'agit de la variable (DIR) mesurée par le cumul des pourcentages en capital au delà de 5 % détenus par les dirigeants.

Cotation à l'étranger

Les investisseurs apprécient favorablement la double cotation des firmes sur un marché financier étranger en plus du marché local. Les firmes cotées en bourse sont plus concernées par leurs images vis-à-vis des investisseurs et, de ce fait, moins amenées à des manipulations comptables agressives. Plus précisément, la cotation sur un marché financier étranger implique un degré de transparence plus élevé et, par conséquent, un niveau plus bas de gestion des résultats pourrait être observé. Nous anticipons que *Les dirigeants sont d'autant moins incités à exercer une gestion abusive des résultats comptables lorsque la firme est cotée sur un marché financier étranger.*

Qualité d'audit

Les études antérieures soutiennent que les auditeurs 'Big Six' (actuellement, 'Big Four') assurent une qualité d'audit meilleure que les auditeurs locaux (Nichols et Smith, 1983 ; Simunic et Stein, 1987 ; Palmrose, 1988 ; Francis et Wilson 1988 ; DeFond 1992 ; DeFond et Jiambalvo, 1991 et 1993). Ces grands cabinets d'audit sont présumés être plus compétents et plus indépendants par rapport aux firmes clientes. Par conséquent, une qualité meilleure des services d'audit serait traduite par des niveaux bas de gestion des résultats (Davidson et Neu, 1993 ; Becker et al., 1998 ; Francis et al., 1999 ; DeFond et Subramanyam, 1998). Nous anticipons que *les dirigeants sont d'autant moins incités à exercer une gestion abusive des résultats comptables lorsque la firme est auditée par un cabinet Big Six.*

Alors que les dirigeants sont généralement incités à éviter de publier des pertes quelque soit leur niveau, leur latitude est d'autant plus limitée pour publier des bénéfices lorsqu'ils sont en présence de pertes énormes. Néanmoins, les 'petites pertes' sont plus facilement contournées dans le cadre des espaces discrétionnaires dont disposent les dirigeants. D'où les dirigeants peuvent éviter les 'petites pertes' en ayant recours aux accruals discrétionnaires. Les 'petites pertes' sont ainsi transformées par les dirigeants en des 'bénéfices minimales'.

2.2.2. Facteurs contextuels

Pertes minimales

De nombreuses études récentes ont mis en évidence l'importance des seuils comme une incitation à la gestion des résultats. Plus précisément, ces études ont soulevé que les dirigeants tentent d'éviter la publication de petites pertes (Burgstahler et Dichev, 1997 ; Burgstahler, 1997 ; DeGeorge, Patel et Zeckhauser, 1999 ; Burgstahler et Eames, 2003). Leuz et al. (2003) soutiennent que les dirigeants sont généralement incités à éviter de publier des pertes quelque soit leur niveau, leur latitude est d'autant plus limitée pour transformer ces pertes en bénéfices lorsqu'ils sont en présence de pertes énormes. Néanmoins, les 'petites pertes' sont plus facilement contournées dans le cadre des espaces discrétionnaires dont disposent les

dirigeants. D'où, les dirigeants peuvent éviter les 'petites pertes' en ayant recours aux accruals discrétionnaires. Les 'petites pertes' sont ainsi transformées par les dirigeants en des 'bénéfices minimales' en vue d'éviter les réactions négatives de marchés financiers. Nous retenons une variable dichotomique (PERMIN) pour cerner les entreprises qui sont supposées avoir évité les 'petites pertes'. Nous anticipons que *les dirigeants sont d'autant plus incités à exercer une gestion modérée (à la hausse) des résultats comptables lorsqu'ils sont en présence de 'pertes minimales'*.

Nous retenons une variable (PERMIN) est égale à 1 si l'entreprise publie des bénéfices nets minimaux, autrement dit, si l'entreprise se situe dans le seuil de 1 % le plus bas des entreprises classées selon le ratio (Bénéfice Net_(t) / Total Actifs_(t-1)) ; 0 sinon.

2.2.3. Facteurs conjoncturels

Potentiel de lissage

Plusieurs auteurs ont montré que l'un des motifs de la gestion des résultats réside dans le lissage des bénéfices comptables (Ronen et Sadan, 1981 ; Chaney et Lewis, 1995 ; DeFond et Park, 1997 ; et Chaney et al., 1998).

Afin de contrôler l'incitation des dirigeants à lisser les bénéfices dans les échantillons français, tunisiens et canadiens, nous choisissons la variable Propension à lisser (PROPLIS) qui sert à cerner le potentiel de lissage présent dans chaque échantillon et sur chaque année de la période d'analyse. (PROPLIS) est mesurée par le coefficient de variation du résultat d'exploitation sur chaque année de la période d'analyse. Nous anticipons que *les dirigeants sont d'autant plus incités à gérer à la hausse (resp. à la baisse) les résultats comptables lorsque la propension à lisser est élevée est élevée et proche de 1 (resp. proche de -1)*.

3. Méthodologie

3.1. Choix des échantillons

A la différence des études sur la gestion des résultats dont l'échantillon est particulièrement choisi à cause d'une incitation élevée pour gérer les bénéfices et qui traitent des circonstances spécifiques (Introduction en bourse, 'proxy contests', changement des dirigeants, enquêtes anti-trust, etc.), nous avons choisi dans chaque pays un échantillon global de firmes où il n'y a pas de motivation particulièrement forte pour gérer les résultats. Les échantillons tunisien, français et canadien ne sont pas restreints à des firmes marquées par une incitation spécifique à la gestion des résultats.

Pour les firmes tunisiennes, nous avons consultés les dossiers présents aux services de documentation et au département de l'information financière du Conseil du Marché Financier

(CMF) sous forme de rapports annuels, de prospectus d'émissions de titres (emprunt obligataire, introduction en bourse, augmentation de capital), et de la déclaration du nombre de droits de vote existant à la date de l'assemblée générale ordinaire⁶. A partir des rapports annuels et des déclarations du droit de votes des sociétés faisant appel public à l'épargne, nous avons procédé à une saisie manuelle de toutes les données nécessaires pour conduire les tests empiriques. Nous avons choisi la période d'analyse concernée par le nouveau système comptable des entreprises. Elle couvre les exercices comptables 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002. Nous avons obtenus un échantillon de 283 observations firme-année tunisiennes.

Tableau 1a. – ANNEXES -

Quant aux firmes canadiennes et françaises nous avons retenu pour des raisons de coût et de temps une période d'analyse qui s'étend sur cinq années, mais qui couvre les exercices 1996, 1997, 1998, 1999, 2000. Le tableau 1b. illustre la sélection des échantillons français et canadien à partir de la base de données 'Disclosure'.

Tableau 1b. – ANNEXES -

A l'origine, les données extraites à partir des disques "Disclosure 2001" contiennent 4450 (2855) observations firme-année durant la période 1996-2000. Les firmes du secteur financier de la Division H (codes SIC 60-67) sont exclues en raison des spécificités réglementaires et de présentation des comptes qui régissent ce secteur. Parmi les 3600 (2475) observations firme-année restantes et qui ne relèvent pas du secteur financier, 1859 (761) présentent des données insuffisantes pour pouvoir estimer les accruals discrétionnaires. Par conséquent, nous avons un échantillon final de 1741 (1714) observations firme-année françaises (canadiennes).

Le tableau 2a montre la répartition des firmes tunisiennes par secteurs d'activités. De même, le tableau 2b montre la répartition des firmes françaises et canadiennes par secteurs d'activités.

Tableau 2a.

Tableau 2b.

- ANNEXES -

3.2. Estimation des accruals discrétionnaires

Nous utilisons les accruals discretionnaires comme 'proxy' de la gestion des résultats. A la

⁶ Nous avons calculé le pourcentage en capital détenu par les actionnaires à partir des déclarations du nombre de droits de vote à la date de l'assemblée générale ordinaire statuant sur chacun des exercices comptables de la période d'analyse. La déclaration du nombre de droits de votes est exigée par l'article 11 de la loi 94-117.

différence de nombreux travaux empiriques sur la gestion des résultats (i. g. Sloan, 1996; Guidry et al., 1998; Leuz, Nanda et Wysocki, 2003) et poursuivant Collins et Hribar (2000, 2002), nous calculons les accruals totaux comme étant la différence entre le résultat net comptable publié et le flux de trésorerie d'exploitation repris à partir de l'état de flux de trésorerie. Pour mesurer les accruals non discrétionnaires, nous avons utilisé le modèle de Jones Modifié par Dechow, Sloan et Sweeny (1995). Nous avons ajusté les variations du chiffre d'affaires par les variations du chiffre d'affaires à crédit pour corriger les manipulations éventuelles des termes de crédits par les dirigeants.

Par ailleurs, les études antérieures sur la gestion des résultats ont largement utilisé des données en séries temporelles (Jones, 1991; Dechow, Sloan et Sweeny, 1995) ou en coupe transversale (Subramanyam, 1996 ; DeFond and Subramanyam, 1998 ; Becker et al., 1998 ; Peasnell, Pope, et Young, 2000 ; Bartov, Gul, et Tsui, 2001). Toutefois, les deux approches ont des limites. La méthode d'estimation en séries temporelles requière la stationnarité des paramètres dans le temps, alors que la méthode d'estimation en coupe transversale suppose l'homogénéité des firmes dans un même secteur d'activité (Larker and Richardson, 2004, p 633). D'autres études se sont basées sur des données empilées pour multiplier la taille de leur échantillon (Cahan, 1992 ; Han and Wang, 1998 ; Erickson and Wang, 1999). Néanmoins, cette approche applique les techniques de coupe transversale pour le même échantillon de firmes qui est introduit autant de fois que les années de la période d'analyse.

Pour tenir compte à la fois de la double dimension individuelle et temporelle (firme, année) des observations françaises, tunisiennes et canadiennes, nous considérons plus approprié l'estimation du modèle de Jones Modifié sur des données sectorielles en panels. Nous avons eu recours à 1741, 283 et 1714 observations firme-année, respectivement, françaises, tunisiennes et canadiennes organisées en panels. En plus, le nombre de firmes françaises, tunisiennes et canadiennes varie suivant les années de la période d'analyse. Ce qui nécessite l'utilisation de techniques de panels non cylindrés.

Nous estimons le modèle de Jones modifié (J-m) sur les données sectorielles en panels françaises, tunisiennes, et canadiennes :

$$TAC_{ij,t} = a_0j + a_1j PPEG_{ij,t} + a_2j \Delta REVC_{ij,t} + e_{ij,t} \quad (\text{Equation 1})$$

$TAC_{ij,t}$: total des accruals de la firme i dans l'industrie j à l'année t, calculés comme étant la différence entre le résultat net comptable publié et le flux de trésorerie d'exploitation.

$PPEG_{ij,t}$: immobilisations brutes de la firme i dans l'industrie j à l'année t ; $\Delta REVC_{ij,t}$: variation du chiffre d'affaires moins variation des créances d'exploitation entre l'année t et t-1

de la firme i dans l'industrie j ; i désigne l'indice de la firme pour le nombre de firmes retenues dans chacune des années t de la période d'analyse ; j désigne l'indice de la firme pour le nombre de firmes retenues dans chacun des secteurs $j = A, B, D, E, F, G, I$. Toutes les variables sont standardisées par le total des actifs décalé ($t-1$) pour réduire l'hétéroscédasticité.

En utilisant les coefficients estimés, nous calculons la composante non discrétionnaire des accruals totaux, ACND, pour chaque observation (ij, t) des échantillons français et canadien.

$$ACND_{ij,t} = \hat{a}_{0j} + \hat{a}_{1j} PPEG_{ij,t} + \hat{a}_{2j} \Delta REVC_{ij,t} \quad (\text{Equation 2})$$

Où, \hat{a}_{0j} , \hat{a}_{1j} , \hat{a}_{2j} désignent les coefficients estimés respectifs de a_{0j} , a_{1j} , a_{2j} .

Les accruals discrétionnaires sont obtenus par le calcul de la différence entre le total des accruals et les accruals non discrétionnaires.

$$ACD_{ij,t} = TAC_{ij,t} - ACND_{ij,t} \quad (\text{Equation 3}^a)$$

Ou encore,

$$ACD_{ij,t} = TAC_{ij,t} - (\hat{a}_{0j} + \hat{a}_{1j} PPEG_{ij,t} + \hat{a}_{2j} \Delta REVC_{ij,t}) \quad (\text{Equation 3}^b)$$

Pour obtenir des échantillons de firmes françaises, tunisiennes et canadiennes ayant des niveaux élevés/modérés d'accruals discrétionnaires (ACD), nous procédons au classement des 1741, 283, et 1714 observations firme-année respectives selon le signe et l'importance de leurs ACD. Etant donné le besoin de considérer aussi bien les ACD positifs que négatifs dans chacun des échantillons, nous sélectionnons les quartiles supérieurs des ACD ayant les ACD positifs les plus élevés pour former les sous échantillons POS_ELEVE et les quartiles inférieurs des ACD ayant les ACD négatifs les plus élevés pour former les sous échantillons NEG_ELEVE. Pour les sous échantillons MODERE, nous sélectionnons les firmes ayant des ACD positifs et négatifs de faible ampleur appartenant aux quartiles moyens de chacun des échantillons français, tunisien, et canadien.

3.3. Régressions logistiques en panels

La plupart des études antérieures se sont basées sur un modèle de régression multiple pour tester la significativité des incitations à la gestion des résultats sur les accruals discrétionnaires ACD ou sur la valeur absolue des accruals discrétionnaires $|ACD|$ dans un environnement unique (e. g. Becker, Defond, Jiambalvo, and Subramnyam, 1998; Wartfield, Wild and Wild, 1995, aux Etats Unis; Vander Bauwhede et al., 2003, en Belgique). Même si les résultats de ces études montrent un degré de corrélation plus ou moins élevé entre les

motivations à la gestion des résultats et les ACD ($|ACD|$), ils n'offrent pas d'indication les déterminants d'une gestion excessive ou modérée de la gestion des résultats.

Pour tenir compte des différents niveaux de gestion des résultats, nous analysons la relation entre l'attitude discrétionnaire (positive élevée, négative élevée, modérée) et les motivations à la gestion des résultats dans le cadre des environnements français, tunisien, et canadien à travers le modèle de régression logistique en panel qui se présente comme suit :

$$GEST = a_0 + a_1 SIT_{i,t} + a_2 END_{i,t} + a_3 IMP_{i,t} + a_4 LOGTA_{i,t} + a_5 DIR_{i,t} + a_6 AUDIT_{i,t} + a_7 COT_{i,t} + a_8 PERMIN_{i,t} + a_9 PROPLIS_{i,t} + a_{10} SECT_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Où, la variable GEST est définie comme suit :

GESTp : variable muette dont la valeur est égale à :

1 si la firme gère excessivement à la hausse ses résultats, autrement dit, si la firme est dans la catégorie (POS_ELEVEE);

0 si la firme gère faiblement ses résultats, autrement dit, si la firme est dans la catégorie (MODEREE).

GESTn : variable muette dont la valeur est égale à :

1 si la firme gère excessivement à la baisse, autrement dit, si la firme est dans la catégorie (NEG_ELEVEE) ;

0 si la firme gère faiblement ses résultats, autrement dit, si la firme est dans la catégorie (MODEREE).

GESTx : variable muette dont la valeur est égale à :

1 si la firme gère excessivement à la hausse ou à la baisse ses résultats, autrement dit, si la firme est dans la catégorie (POS_ELEVEE ou NEG_ELEVEE);

0 si la firme gère faiblement ses résultats, autrement dit, si la firme est dans la catégorie (MODEREE).

Les variables explicatives de notre modèle multivarié et leurs mesures sont récapitulées dans le tableau suivant :

Tableau 3 : Mesures retenues des variables explicatives du modèle multivarié

<i>Variables indépendantes</i>	<i>Abréviation</i>	<i>Mesure retenue</i>
<i>Variables tests :</i>		

Situation d'introduction en bourse, augmentation du capital	SIT	Variable muette prenant la valeur 1 si l'une des deux opérations financières a eu lieu, 0 si aucune des deux opérations n'a eu lieu durant l'une des années de la période d'analyse
Endettement	END	$\frac{Dettes\ Financières}{Capitaux\ Propres}$
Taux d'imposition effectif	IMP	$\frac{impot / Bénéfices}{resultat.ordinaire.avant.impôt + Dot.aux.Amort}$
Variable de contrôle :		
<i>Variables liées aux caractéristiques de la firme</i>		
Taille	LOGTA	Logarithme naturel du total des actifs de la firme
Concentration de la propriété des dirigeants	DIR	Cumul des pourcentages en capital détenus par les dirigeants ayant plus de 5%
Qualité d'audit	AUDIT	Variable muette prenant la valeur 1 si l'auditeur est Big 6 (actuellement Big4), 0 sinon

Tableau 3. (Suite)

<i>Variables indépendantes</i>	<i>Abréviation</i>	<i>Mesure retenue</i>

Cotation à l'étranger	COT	Variable muette prenant la valeur 1 si la firme est cotée sur un marché financier étranger, 0 sinon
Secteur d'activité	SECT	Variable muette représentant les secteurs d'activités retenus dans notre étude empirique
<i>Variables contextuelles</i>		
Pertes minimales	PERMIN	Variable muette prenant 1 si la firme publie des bénéfices nets minimales (la firme se situe dans le seuil de 1% le plus bas des entreprises classées selon le ratio : bénéfice net / total des actifs) ; 0 sinon
<i>Variables conjoncturelles</i>		
Potentiel de lissage	PROPLIS	Coefficient de variation du résultat d'exploitation

Les tableaux 4a, 4b, et 4c montrent que tous les coefficients de corrélation entre les variables explicatives de nature continue pour les échantillons, respectifs, de firmes tunisiennes, françaises et canadiennes sont faibles (<0.5). Ce qui indique l'absence de multicollinéarité entre les variables explicatives de notre modèle multivarié.

Tableau 4a.

Tableau 4b.

Tableau 4c.

- ANNEXES -

4. Résultats empiriques :

4.1. Statistiques descriptives des incitations à la gestion des résultats

Le tableau 5 (panels A et B) présente les statistiques descriptives des variables tests et de contrôle pour les échantillons de firmes canadiennes, françaises et tunisiennes. Les statistiques descriptives des variables discrètes sont fournies dans le panel A, alors que les statistiques descriptives des variables continues sont présentées dans le panel B.

Il ressort du tableau 5a pour des niveaux de gestion des résultats extrêmes (quartiles supérieurs, inférieurs, extrêmes) que les opérations d'introduction en bourse et/ou

d'augmentation de capital en faisant appel public à l'épargne *SIT* sont nettement plus prononcées sur le marché financier canadien que sur les marchés français et tunisien. Ceci peut refléter une caractéristique spécifique aux firmes canadiennes dont le financement repose essentiellement sur le marché financier.

Inversement, la moyenne et la médiane du niveau d'endettement, *END*, sont plus élevées pour les firmes tunisiennes et françaises par rapport aux firmes canadiennes. Cela semble confirmer que l'endettement représente une source de financement plus importante pour les firmes tunisiennes et françaises par rapport aux firmes canadiennes.

Néanmoins, la moyenne et la médiane du taux d'imposition effectif, *IMP*, sont relativement similaires pour les firmes françaises et canadiennes pour tous les niveaux de gestion des résultats (panel B). Ce qui pourrait traduire l'absence d'une pression particulière des gouvernements français ou canadien pour accroître les prélèvements d'impôt durant la période d'analyse. Par ailleurs, le taux d'impôt effectif *IMP* est beaucoup moins élevé pour les firmes tunisiennes par rapport aux firmes françaises et canadiennes. Cela peut être expliqué par le fait que la grande majorité des firmes tunisiennes de notre échantillon, faisant toutes appel public à l'épargne, bénéficient des avantages fiscaux assez intéressants soit à l'occasion de leur introduction en bourse ou à l'occasion de l'augmentation de leur capital.

La part des dirigeants dans le capital, *DIR*, indique que la concentration de propriété entre les mains des dirigeants est plus prononcée en France et en Tunisie qu'au Canada (Panel B). Pour tous les niveaux de gestion des résultats, la moyenne et la médiane de la variable *DIR* pour les échantillons français et tunisien sont visiblement plus élevés que celles de l'échantillon canadien. La part des dirigeants dans le capital révèle les caractéristiques de propriété de la firme et renseigne sur le degré de séparation entre les dirigeants et les propriétaires.

Pour tous les niveaux de gestion des résultats (tous quartiles, quartiles extrêmes supérieurs et/ou inférieurs, quartiles moyens), Panel A fait apparaître que la proportion de firmes canadiennes qui sont cotées sur des marchés financiers étrangers *COT* est plus élevée que celle des firmes françaises. La proportion de la variable *COT* varie entre 33.00 % et 33.50 % pour les firmes canadiennes pour alors qu'elle varie entre 25.50 % et 26.60 % pour les firmes françaises, et ce pour les différents niveaux de gestion des résultats. Quant à notre échantillon de firmes tunisiennes, l'ensemble de firmes que nous avons retenues est coté uniquement sur le marché financier local⁷.

⁷ La BIAT est à la fois cotée sur la bourse des valeurs mobilières de Tunis (BVMT) et de Londres (London Stock Exchange). Néanmoins, nous avons exclu les firmes du secteur financier de nos échantillons d'analyse.

Panel B montre pour les firmes canadiennes, françaises, et tunisiennes considérées tous quartiles confondus ainsi que pour les quartiles extrêmes supérieurs et/ou inférieurs que la moyenne et la médiane de la propension à lisser *PROPLIS* est plus élevée pour les firmes canadiennes par rapport aux firmes françaises et tunisiennes. Inversement, pour les quartiles moyens, les firmes françaises affichent une propension à lisser plus élevée que celle dans les firmes tunisiennes et canadiennes.

La variable discrète *PERMIN* observée au Panel A traduit l'évidence que les dirigeants procèdent à une gestion modérée des résultats comptables pour transformer les petites pertes en des bénéfices minimales. Ceci relève d'un comportement naturel des dirigeants qui cherchent à ne pas publier des 'petites pertes' pour éviter les réactions négatives du marché financier. Ce comportement mesuré par la variable muette *PERMIN* est retrouvé dans chacun des échantillons tunisien, français, et canadien du Panel A. La proportion de pertes minimales pour les échantillons tunisien, français, et canadien varie, respectivement, de 5.60 % à 9.20 % ; de 6.50 % à 9.60 % ; et de 2.60 % à 7.10 %.

Tableau 5 (Panel A), puis (Panel B) –ANNEXES–

4.2. Analyse des résultats des régressions logistiques en panels

Le tableau 6 présente les résultats empiriques du modèle de régressions logistiques en panels testé sur les échantillons de firmes canadiennes, françaises et tunisiennes. Panel A oppose une gestion positive élevée à une gestion modérée. Panel B oppose une gestion négative élevée à une gestion modérée, et panel C oppose une gestion excessive (positive ou négative) à une gestion modérée des résultats comptables.

Panel A montre, pour l'échantillon canadien, que le test "Likelihood ratio of rho=0" n'est pas significatif au seuil de 0.10 ($p\text{-value} > 0.10$). Le ratio rho exprime la variance des effets spécifiques aléatoires ($\text{var } u_i$) par rapport à variance totale du terme d'erreur ($\text{var } e_{i,t}$), le terme d'erreur d'un modèle à erreur composée étant $e_{i,t} = u_i + \varepsilon_{i,t}$. L'hypothèse H0 suivant laquelle la spécificité dans le terme d'erreur n'est pas aléatoire (rho=0) est acceptée. L'estimation du modèle en panel selon l'hypothèse des effets aléatoires est rejetée. De même, l'estimation de notre modèle de régression logit en panels suivant l'hypothèse des effets fixes paraît peu fiable. Nous ne pouvons pas apprécier l'impact des variables explicatives muettes qui ne varient pas dans le temps et qui sont, de ce fait, écartées du modèle lors de l'estimation selon l'hypothèse des effets fixes. D'où, nous effectuons l'estimation du modèle multivarié sur des données empilées d'observations firme-année canadiennes en ajoutant au modèle une

variable muette $AN_{i,t}$ pour contrôler l'effet temps. La variable $AN_{i,t}$ est apparue sans incidence significative sur le niveau de gestion des résultats. Cette variable ne peut pas être déterminante pour le choix entre une gestion excessive à la hausse ou une gestion modérée. Cela peut être expliqué par le fait que les incitations à la gestion des résultats dans l'environnement canadien ne changent pas d'une manière significative d'une année à l'autre. Cependant, le test "Likelihood ratio of $\rho=0$ " est significatif au seuil de 0.01 ($p\text{-value} < 0.01$) pour les échantillons français et tunisien. Panels B et C indiquent également que le test "Likelihood ratio of $\rho=0$ " pour les trois échantillons canadien, français et tunisien est significatif au seuil de 0.01. Par conséquent, nous rejetons H_0 suivant laquelle la spécificité dans le terme d'erreur n'est pas aléatoire ($\rho=0$) et nous retenons l'estimation de notre modèle de régression logistique en panel selon l'hypothèse effets aléatoires. L'estimation de notre modèle logit en panel suivant l'hypothèse des effets aléatoires présente l'avantage majeur de tenir compte de l'hétérogénéité aléatoire et d'utiliser à la fois les deux dimensions liée à nos observations firme-année, à savoir, la variabilité individuelle et la variabilité temporelle.

Les variables retenues dans notre modèle multivarié sont globalement significatives pour tous les échantillons de firmes canadiennes, françaises et tunisiennes. Le statistique Wald χ^2 du test de significativité globale des variables du modèle est significative au seuil de 0.05 pour tous les niveaux de gestion des résultats (Panels A, B, et C).

La qualité de notre modèle de régression logistique est mesurée par le pourcentage de classification correcte. Celle-ci dépasse 0.50 pour les trois échantillons et dans les trois cas de figure opposant une gestion excessive à la hausse à une gestion modérée, une gestion excessive à la baisse à une gestion modérée, et une gestion globalement excessive à une gestion modérée. Le pourcentage de bon classement varie entre 0.6352 et 0.7563 (tableau 9a) ; 0.5225 et 0.6226 (tableau 9b) ; 0.5302 et 0.7282 (tableau 9c). Il s'agit d'un bon modèle puisqu'il permet de reclasser plus que 50 % des firmes de chacun des échantillons canadien, français et tunisien dans leur vrai groupe d'origine.

Pour l'échantillon canadien, Panel A montre que le coefficient associé à la variable SIT représentant les opérations d'augmentation de capital et/ou d'introduction en bourse est positif et significatif au seuil de 0.05. Cela prouve que les opérations d'augmentation de capital et/ou d'introduction en bourse augmentent significativement la probabilité d'une gestion excessive à la hausse des bénéfices comptables dans les firmes canadiennes.

De même, Panel B rapporte pour l'échantillon canadien, que les opérations d'augmentation de capital et/ou d'introduction en bourse affectent la gestion excessive à la baisse des bénéfices comptables, mais à un degré de significativité moins important ($p\text{-value} < 0.10$) qu'une gestion excessive à la hausse ($p\text{-value} < 0.05$). Globalement, le tableau 4c montre que la gestion excessive des bénéfices dans les firmes canadiennes est significativement affectée par les opérations d'augmentation de capital et/ou d'introduction en bourse ($p\text{-value} < 0.05$).

Ces résultats corroborent ceux obtenus par Chtoutou et al. (2001) qui a constaté que les premiers appels publics à l'épargne incitent les dirigeants des firmes américaines à procéder à une gestion abusive aussi bien à la hausse qu'à la baisse des résultats comptables. Ceci peut être expliqué par l'importance du rôle joué par le marché financier dans les pays Anglo-américains favorise les opérations de financement sous forme d'introduction en bourse et / ou d'augmentation de capital par appel public à l'épargne. Le financement des firmes canadiennes effectué, notamment, par le marché financier ainsi que la dispersion de leur capital⁸ sont à l'origine d'une dynamique qui caractérise l'environnement économique au Canada.

Contrairement à l'échantillon canadien, le coefficient de la variable *SIT* n'est pas significatif pour les échantillons français et tunisien. Les opérations d'augmentation de capital et/ou d'introduction en bourse ne contribuent pas d'une manière significative à une gestion abusive à la hausse (Panel A) ou à la baisse (Panel B) ou à une gestion globalement excessive (Panel C) des bénéfices dans les firmes françaises et tunisiennes.

Dans la mesure où les dirigeants sont incités à manipuler les accruals discrétionnaires à la hausse en présence d'un ratio d'endettement élevé, Panel A rapporte que le coefficient associé à la variable endettement *END* est statistiquement significatif et positif au seuil de 0.05 pour les échantillons français et tunisien. Dans les environnements français et tunisien, l'endettement contribue fortement à une gestion excessive à la hausse des bénéfices comptables afin d'éviter d'enfreindre aux clauses restrictives d'endettement. Aussi, la gestion excessive à la hausse chez les firmes françaises et tunisiennes aurait elle pour objectif de fournir un signal positif aux bailleurs de fonds, notamment les banques, qui vont continuer à financer la firme à des conditions favorables. Par contre, le coefficient associé à la variable endettement *END* n'est pas significatif lorsqu'il s'agit de gestion excessive à la baisse (Panel

⁸ Le pourcentage en capital appartenant aux dirigeants peut constituer un indicateur sur le degré de diffusion du capital dans les firmes canadiennes par rapport aux firmes françaises et tunisiennes. Au niveau de chaque quartile, la moyenne (médiane) de la variable *DIR* au Canada est moins importante que celle en France et en Tunisie. Cf. Tableau 5b: statistiques descriptives des variables explicatives de nature continue.

B). Il paraît évident que l'endettement ne contribue pas à une gestion excessive à la baisse mais plutôt à la hausse.

Contrairement aux échantillons français et tunisien, et malgré son signe positif, le coefficient associé à la variable *END* n'est pas significatif pour l'échantillon canadien (Panels A et C). Le niveau d'endettement des firmes canadiennes ne semble pas avoir un impact majeur sur la gestion des résultats.

Globalement, les environnements tunisien et français donnent davantage de crédit à l'hypothèse d'endettement par rapport à l'environnement canadien.

Le coefficient relatif à la variable *IMP* n'est pas significatif pour les trois échantillons canadien, français et tunisien (Panels A, B, et C). Ce résultat obtenu pour les firmes tunisiennes, corrobore celui de Damak (2004) pour une étude qu'elle a menée sur un échantillon de 71 firmes tunisiennes en coupe transversale. Nous pouvons également ajouter que les firmes tunisiennes faisant appel public à l'épargne (APE) bénéficient généralement des avantages fiscaux assez intéressants⁹ et que ces firmes ne risquent pas de prélèvements supplémentaires. Les firmes françaises et canadiennes sont, au moins, cotées sur un marché financier local. Dans ces conditions, les dirigeants sont relativement plus libres des pressions liées à l'imposition. Ils sont incités à gérer les bénéfices à la hausse pour préserver leur capital humain des prises de contrôle hostiles ou des changements de direction et donner une image positive de la firme, plutôt que chercher à contourner les pressions fiscales par la gestion à la baisse des bénéfices. En plus, il n'y a pas eu tout au long de la période d'analyse des firmes canadiennes et françaises, du moins à notre connaissance, une pression particulièrement grave du gouvernement pour accroître les prélèvements fiscaux et qui pourrait inciter ces firmes à gérer d'une manière excessive à la baisse les résultats comptables.

Le coefficient lié à la taille *LOGTA* est négatif et statistiquement significatif (aux seuils respectifs de 1%, 1% et 5% ; Panel A) et (au seuil de 1% ; Panel B) pour les échantillons canadien, français et tunisien. Dans chacun des environnements canadien, français, et tunisien, la taille de la firme contribue à une moindre gestion excessive à la hausse ou à la baisse des bénéfices. Panel C montre que la taille contribue au seuil de 0.01 à une gestion modérée plutôt qu'à une gestion excessive à la hausse ou à la baisse des bénéfices. Ce résultat rejoint celui de Chtoutrou et al. (2001) qui a trouvé, pour un échantillon de firmes américaines, un impact négatif de la taille sur la gestion excessive à la hausse et / ou à la

⁹ Les sociétés nouvellement cotées sur la bourse des valeurs mobilières de Tunis (BVMT) jouissent, par exemple, d'une réduction du taux d'imposition de 35% à 20% (loi 99-92 du 17 août 1999). Cette disposition a été prorogée de 3 ans à partir du premier février 2002.

baisse. Cela peut être expliqué par le fait que des contrôles supplémentaires en vue de réduire les coûts d'agence sont le plus souvent mis en place dans les firmes de grande taille (Jensen et Meckling, 1976). Ces contrôles supplémentaires sont de nature à réduire la latitude des dirigeants en matière de gestion abusive des résultats comptables. Aussi, la forte probabilité que la taille soit à l'origine d'une gestion modérée des résultats peut-elle s'expliquer par le choix des firmes de nos échantillons canadiens, français et tunisien. En effet, nous n'avons pas focalisé notre étude sur un contexte spécifique où les firmes sont sujettes à des coûts politiques intenses tels que les enquêtes 'anti-dumping' (Magnan et al., 1999) et 'anti-trust' (Markar et Alam, 1998), les crises environnementales (Labelle et Thibault, 1998), la crise du golfe de 1990 (Hang et Wang, 1998), les investigations effectuées par la commission américaine de la réglementation du commerce international (Jones, 1991). L'hypothèse de la taille se confirme davantage dans des contextes similaires¹⁰. Notre recherche empirique porte plutôt sur un échantillon global de firmes canadiennes, françaises et tunisiennes où il n'y a pas d'évènements politiques particuliers.

Le coefficient lié à la variable *DIR*, mesurant le degré de concentration de l'actionnariat entre les mains des dirigeants, est négatif pour les trois échantillons canadien, français, et tunisien (Panel A). Toutefois, il n'est significatif que pour l'échantillon de firmes canadiennes ($p\text{-value} < 0.10$). Une concentration élevée du capital entre les mains de la direction permettrait de pallier les conflits d'intérêts entre les dirigeants et les actionnaires (Berle et Means, 1932 ; Williamson, 1964 ; Jensen et Meckling, 1976 ; Mork et al., 1998) et, par conséquent, de réduire la gestion abusive à la hausse des bénéfices. Ce résultat accrédite, dans l'environnement canadien, notre anticipation que les dirigeants sont d'autant moins incités à gérer les résultats à la hausse lorsque le niveau de concentration de leur propriété est élevé.

Dans le deuxième cas de figure opposant une gestion excessive vers la hausse à une gestion modérée (Panel B), le coefficient associé à la variable *DIR* est positif pour les échantillons de firmes canadiennes, françaises et tunisiennes. Néanmoins, il n'est statistiquement significatif que pour l'échantillon de firmes canadiennes ($p\text{-value} < 0.01$). Il en suit que plus la part des dirigeants dans le capital de la firme est élevée, plus la probabilité de gérer à la baisse augmente. Ce résultat obtenu pour les dirigeants des firmes canadiennes découle, au moins, de deux incitations pour procéder à une gestion excessive à la baisse. D'une part, à mesure que la concentration du capital entre les mains des dirigeants augmente, leurs intérêts seraient alignés sur ceux des propriétaires. Dans ce cas, les firmes contrôlées par des dirigeants-

¹⁰ Cependant, Labelle et Thibault (1998) n'ont pas réussi à confirmer l'hypothèse des coûts politiques en remplaçant la taille par l'avènement d'une crise environnementale.

propriétaires sont plus enclines à gérer les résultats comptables à la baisse. Dempsey *et al.* (1993) ont affirmé en ce sens que les firmes contrôlées par les propriétaires plus recours aux accruals sous forme de pertes extraordinaires en vue de gérer les bénéfices à la baisse. D'autre part, les mécanismes de plans de *stock options* sont fortement répandus dans les firmes canadiennes¹¹. Les rémunérations des dirigeants canadiens sont fortement dépendantes des stock-options. Dans ce contexte, Backer *et al.* (2003) ont affirmé qu'une rémunération élevée des dirigeants américains sous forme de stock-options est significativement liée à une gestion excessive vers la baisse moyennant les accruals discrétionnaires. Il s'agit, notamment, d'une gestion à la baisse des résultats comptables lors de la mise en place des plans d'intéressement sous forme de plans de stock options afin de minimiser le prix d'exercice des options. Ces auteurs ont également montré que la relation entre la rémunération des dirigeants en stock-options et la gestion excessive à la baisse est d'autant plus significative pendant les périodes d'annonce des résultats comptables, et ce avant que les dirigeants n'exercent leurs options et obtiennent leur rémunération. Ces développements nous amènent à confirmer encore une fois, dans l'environnement canadien, notre anticipation que les dirigeants sont d'autant moins incités à gérer les résultats à la hausse lorsque le niveau de concentration de leur propriété est élevé.

Globalement, Panel C opposant une gestion excessive à une gestion modérée, montre pour l'échantillon canadien, que le coefficient de la variable *DIR* est positivement et significativement corrélé avec le niveau de gestion excessive des résultats au seuil de 0.05. Ce résultat corrobore, en partie, celui de Warfield *et al.* (1995) qui ont trouvé une relation significativement positive entre la concentration de propriété des dirigeants de firmes américaines et la valeur absolue des accruals discrétionnaires. Ce qui rejoint, en partie, la relation testée par Warfield (1995) entre la part des dirigeants dans le capital et la valeur absolue des accruals discrétionnaires. Néanmoins, tout en considérant la valeur absolue des accruals discrétionnaires en tant que variable dépendante, ces auteurs n'ont pas fait de distinction entre les niveaux de gestion modérée et abusive, ni entre une gestion abusive à la hausse ou à la baisse. Nous avons raffiné l'analyse de la relation entre la gestion des résultats et ses déterminants en tenant compte du sens de la gestion des résultats et de chaque cas de figure opposant, respectivement, une gestion excessive à la hausse, une gestion excessive à la baisse, et une gestion excessive à une gestion modérée des résultats (Panels A, B, et C).

¹¹ Cf. Ben Othman H. "Mécanisme d'incitation des dirigeants par les plans de stock options et la performance de la firme", mémoire de DEA en Comptabilité, Juin 1998.

Contrairement à l'échantillon canadien, et malgré son signe négatif dans le premier cas de figure opposant une gestion excessive à la hausse à une gestion modérée, le coefficient associé à la variable *DIR* n'est pas significatif pour les échantillons français et tunisien (Panel A). De même, Panels B et C montrent que le coefficient associé à la variable *DIR* n'est pas significatif. Ce résultat traduit que l'impact de la concentration de propriété entre les mains des dirigeants dans les environnements français et tunisien pour réduire la probabilité d'une gestion excessive des résultats est relativement faible. En France, encore plus en Tunisie, le capital n'est pas diffusé dans le public. Le marché financier assure un rôle moins important que les institutions financières dans le financement des firmes. Les conflits d'agence, autres que ceux opposant les dirigeants aux actionnaires, prévalent dans les firmes françaises et tunisiennes, notamment ceux opposant la firme à la banque.

En ce qui concerne la qualité d'audit, bien que le coefficient associé à la variable *AUDIT* est négatif pour les firmes canadiennes, françaises et tunisiennes, il demeure non significatif pour les trois échantillons (Panel A). Ce résultat traduit, dans les environnements canadien, français et tunisien que les auditeurs de type "Big 6" (actuellement, "Big 4") ne peuvent contraindre d'une manière significative les dirigeants contre une gestion excessive à la hausse. D'autre part, les Panels B et C montrent que le coefficient associé à la variable *AUDIT* est négatif et statistiquement significatif pour l'échantillon de firmes françaises aux seuils, respectifs, de 0.05 et 0.10. Ce résultat traduit, dans l'environnement français, qu'un audit de qualité "Big Six" permet de restreindre une gestion excessive à la baisse. L'audit représente donc un mécanisme de gouvernance qui permet de contrôler les dirigeants français et de les dissuader contre une gestion excessive à la hausse. Ce résultat obtenu pour les firmes françaises rejoint celui de Becker et al. (1998) obtenu pour des firmes américaines et de Vander Bauwhede et al. (2003) obtenu pour des firmes belges, et les dépasse. En effet, ces auteurs se sont contentés de confirmer l'effet négatif de l'appartenance de l'auditeur à l'un des "Big Six" sur l'intensité de la gestion des résultats mesurée par la valeur absolue des accruals discrétionnaires¹². Ce résultat dépasse celui de Becker et al. (1998) et de Vander Bauwhede et al. (2003) car, en plus de l'intensité de la gestion des résultats, il tient compte du sens de la gestion des résultats. Ce résultat affirme que les auditeurs de type "Big 6" limitent une gestion abusive à la baisse dans l'environnement français.

Par ailleurs, bien que le signe du coefficient de la variable *AUDIT* est négatif pour les trois échantillons, il n'est pas significatif pour les échantillons de firmes canadiennes et tunisiennes

¹² Wartfield et al. (1990) ont également considéré la valeur absolue des accruals discrétionnaires comme variable dépendante. Ils n'ont pas tenu compte du sens de la gestion des résultats.

(Panels B et C). Ceci rejoint les résultats de l'étude de Chtoutou et al. (2001) effectuée sur un échantillon de firmes américaines et traduit l'absence d'effet significatif de l'appartenance de l'auditeur à l'un des "Big Six" pour limiter la gestion abusive à la baisse ou une gestion excessive globale dans les échantillons de firmes canadiennes et tunisiennes. Ce résultat peut être dû à l'influence relativement faible, dans les environnements canadien et tunisien, des auditeurs "Big Six" pour dissuader les dirigeants contre une gestion abusive des résultats comptables. Les scandales récents qui ont touchés à plusieurs cabinets d'audit internationaux tels que Arthur Anderson, Earnst and Young, etc. remettent en cause la qualité d'audit supposée être garantie par ces cabinets.

Panels A, B, et C montrent que même si le coefficient associé à la variable COT est négatif, il n'est pas significatif pour les échantillons de firmes canadiennes et françaises. Cela prouve une très faible influence des marchés financiers étrangers à restreindre une gestion excessive à la hausse et/ou à la baisse des bénéfices pour les dirigeants canadiens et français.

Le coefficient associé à la variable *PERMIN*, représentant l'incitation des dirigeants pour ne pas afficher des petites pertes, est négatif pour les trois échantillons canadien, français et tunisien. Cependant le désir de ne pas afficher des petites pertes est plus prononcé chez les firmes tunisiennes ($p\text{-value} < 0.10$) alors qu'il est non significatif pour les firmes canadiennes et françaises (Panel A).

Inversement, Panel B montre un coefficient relatif aux pertes minimales *PERMIN* qui est négatif et significatif pour les échantillons canadien et français aux seuils respectifs de 0.05 et 0.10, mais non significatif pour l'échantillon de firmes tunisiennes. Plus il y a des pertes minimales dans les firmes canadiennes et françaises, moins les dirigeants seraient portés à gérer vers la baisse les résultats comptables. Au contraire, les dirigeants sont amenés à procéder à une gestion vers la hausse mais de faible ampleur afin de transformer les pertes minimales en des bénéfices minimales. Il en découle que les dirigeants sont d'autant plus incités à exercer une gestion modérée à la hausse des résultats lorsqu'ils sont en présence de pertes minimales pour les échantillons canadien et français.

Globalement, Panel C montre que le coefficient associé à la variable *PERMIN* est négatif pour les trois échantillons canadien, français et tunisien même s'il n'est significatif que pour les firmes françaises ($p\text{-value} < 0.10$) et tunisiennes ($p\text{-value} < 0.05$). La tendance à ne pas gérer excessivement les bénéfices en présence de pertes minimales est plus prononcée pour les firmes françaises et tunisiennes par rapport aux firmes canadiennes. Encore une fois, il en suit que les firmes tunisiennes ont des motivations à la gestion des résultats similaires aux firmes françaises. Il s'agit notamment de l'endettement et de l'aversion de publier des pertes

minimes (END et PERMIN). En revanche, les firmes tunisiennes n'ont aucune motivation à la gestion résultats commune avec les firmes canadiennes à l'exception de la taille *LOGTA*.

Le coefficient lié à la variable *PROPLIS* n'est pas significatif pour les trois échantillons de firmes canadiennes, françaises et tunisiennes (Panels A, B, et C). Durant la période d'analyse, le potentiel de lissage ne semble pas contribuer à une gestion excessive à la hausse, ni à une gestion excessive à la baisse, non plus à une gestion globalement excessive des résultats comptables.

Pour résumer, il ressort de l'ensemble de ces régressions logistiques en panels que les incitations à la gestion des résultats en Tunisie sont beaucoup plus semblables à celles mises en évidence dans l'environnement français que dans l'environnement canadien. L'endettement demeure la variable la plus significative qui pousse aussi bien les dirigeants tunisiens et français à une gestion excessive vers la hausse des bénéfices comptables. Les pertes minimales ont un impact plus prononcé pour pousser les dirigeants tunisiens et français à une gestion modérée des résultats comptables.

5. Conclusion :

L'objectif de cet article est d'analyser les facteurs qui affectent la politique de gestion des résultats en référence aux modèles comptables Euro-continentale et Anglo-américain. Cette étude révèle les différences majeures entre les environnements socio-économiques français et tunisien d'une part et canadien d'autre part et leurs implications sur le comportement discrétionnaire des dirigeants.

Nous avons essayé de mettre en relief les déterminants de la discrétion managériale pour des échantillons de 1741, 183, et 1714 observations firme-année françaises, tunisiennes, et canadiennes. En considérant plusieurs niveaux de gestion des résultats (excessive à la hausse ou à la baisse, modérée), nous avons mené une analyse des déterminants des niveaux de gestion des résultats dans chacun des environnements français, tunisien, et canadien en se basant sur des modèles de régression logistique en panels.

Les résultats empiriques montrent que les incitations à une gestion excessive pour les firmes tunisiennes sont quasiment similaires à celles dans les firmes françaises. Ces incitations sont notamment liées aux caractéristiques des firmes et aux coûts contractuels d'endettement. Ainsi, malgré l'adoption en Tunisie d'un système comptable qui a beaucoup emprunté du système comptable canadien (modèle comptable Anglo-américain), les déterminants de la gestion des résultats demeurent rattachés à une réalité socio-économique plus proche de l'environnement Euro-continentale, notamment français. Le passage du système comptable des entreprises tunisiennes du modèle comptable Euro-continentale au modèle comptable Anglo-

américain ne reflète que l'aspect apparent du paysage comptable tunisien. La réalité socioéconomique des entreprises tunisiennes reste imprégnée par un mode de financement basé principalement sur les emprunts bancaires, la normalisation comptable est dominée par les pouvoirs publics, et le système de gouvernement d'entreprises s'apparente à un modèle partenarial où le dirigeant est censé poursuivre un intérêt social.

A la différence des firmes françaises et tunisiennes, les firmes canadiennes montrent que la gestion excessive est fortement déterminée par des motivations contextuelles rattachées à un marché financier dynamique. Les introductions en bourse et/ou les augmentations de capital par appel public à l'épargne présentent de fortes motivations pour une gestion excessive dans les firmes canadiennes.

Nous ajoutons que les différences confirmées entre la France et le Canada tant au niveau des pratiques de gestion des résultats détectées qu'au niveau de leurs déterminants semblent, entre autres, conforter la pertinence de la classification des pays Anglo-américains et Euro-continentaux selon deux modèles comptables différents (Nobes 1998, 1983 ; Ball et al. 2000 ; Douppnick et Salter 1995 ; Nair et Frank 1980 ; Frank 1979). Dans les pays du modèle comptable Anglo-américain, la demande d'information financière émane principalement des investisseurs qui représentent le groupe d'utilisateurs privilégié. Tel n'est pas le cas du 'reporting financier' dans les pays Euro-continentaux qui s'adresse aux parties prenantes de la firme (administration fiscale, organismes prêteurs de fonds, employés, etc.). Dès lors, même si la tendance actuelle, visant la globalisation des marchés financiers, est d'accorder dans la plupart des pays une priorité accrue aux investisseurs, il est peu probable que les différences au niveau des objectifs du 'reporting financier' vont s'estomper. Ces différences continuent à exister tant que les besoins des utilisateurs en information comptable sont différents entre les deux modèles comptables. En l'occurrence, il y a des thèmes spécifiques au monde Anglo-américain comme les impôts différés, la définition des pensions, etc. Ces questions ne font pas parties des priorités des normalisateurs, ou de la communauté financière dans les pays de l'Europe-continentale. Certes, l'adoption obligatoire des normes internationales de l'IASB par les sociétés cotées de la communauté européennes à partir de l'année 2005 pourrait rendre la différence de gestion des résultats moins flagrante entre les pays de l'Union Européenne. Le Canada a plutôt préféré harmoniser ses normes comptables avec celle des Etats-Unis compte tenu des liens économiques très forts qui caractérisent ces deux pays. Les incitations à la gestion des résultats demeurent rattachées à l'environnement socio-économique dans lequel les dirigeants opèrent.

Par ailleurs, nous pouvons prolonger notre étude en actualisant nos bases données concernant

les firmes françaises, tunisiennes et canadiennes. Nous pourrions envisager de compléter nos bases de données existante sur une période plus longue en intégrant les années ultérieures à 2005, date limite de l'adoption obligatoire pour toutes les firmes cotées des pays de la communauté européennes (entre autres la France) des normes comptables internationales de l'IASB. Ainsi, la reconduction de cette étude et la comparaison de ses résultats avec ceux de l'étude actuelle pourrait nous informer davantage sur l'impact éventuel que pourrait avoir les normes comptables de l'IASB sur le degré de rapprochement ou d'éloignement des pays issus des deux modèles comptables Anglo-américain et Euro-continentale en matière de la pratique de gestion des résultats.

Des extensions prometteuses de nos résultats peuvent être effectuées par la reconduction de notre étude à d'autres cadres d'analyses. Des recherches futures peuvent utiliser notre démarche empiriques pour reconduire cette étude à d'autres pays ayant adopté une réforme de leur système comptable, en l'occurrence les pays de l'Europe centrale qui se sont alignés sur le modèle comptable Anglo-américain alors que le poids de l'héritage d'une économie socialiste pèse encore sur les firmes nouvellement privatisées de ces pays. (Bulgarie, Pologne,...). L'analyse des niveaux de gestion des résultats et leurs déterminants dans ces pays en référence aux modèles comptables adoptés pourrait indiquer dans quelles mesures ces pays ont réussi à concrétiser leurs orientations économiques en intégrant une économie de marché ou encore dans quelle mesure leurs choix pour le modèle comptable Anglo-américain va de pair avec leur réalité socio-économique.

6. References

- Arya A., G. Clover, and S. Sunder. (2002). *Are unmanaged earnings always better for shareholders?*. Working paper, Yale international Center for Finance.
- Baker T., C. Denton, and A. Reitenga. (2003). Stock option compensation and earnings management incentives. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 18, 557-578.
- Ball R., P. Kothari and A. Robin. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 29, 1-51.
- Ball R., P. Kothari and A. Robin. (1999). *The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings*. Working paper, University of Rochester.
- Bartov E., F. A. Gul, and J. S. L. Tsui. (2001). Discretionary accruals models and audit qualifications, *Journal of Accounting and Economics*, 30, 421-452.
- Baydoun N. (1995). The French Approach to Financial Accounting and Reporting. *The International Journal of Accounting*, 30, 222-241.
- Becker C. L., M. L. DeFond, J. Jiambalvo, et K. R. Subramanyam. (1998). The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research*, 15, Spring, 1-24.
- Beresford D. (1990). Internationalization of accounting standards. *Accounting Horizons*, March, 99-107.
- Berle A. et G. Means. (1932). *The modern corporation and private property*, (1st ed.), Mac-Millan, New York, N. Y.
- Bertin E., J. Jaussaud, and A. Kanie. (2002). Audit legal et gouvernance de l'entreprise, une comparaison France/Japon. *Comptabilité-Contrôle-Audit*, May, 117-138.

- Blancel F. (1997). *La gouvernance des entreprises* (2nd ed.), Economica: Paris.
- Burgstahler D. C. and M. J. Eames. (2003). Earnings management to avoid losses and earnings decreases: are analysts fooled?. *Contemporary Accounting Research*, 20, 253-276.
- Burgstahler D. and I. Dichev. (1997). Earnings management to avoid earnings decreases and losses. *Journal of Accounting and Economics*, 24, 99-126.
- Burgstahler D. and M. Eames. (1998). *Management of earnings and analysts' forecasts*. Working Paper, University of Washington.
- Cahan S. (1992). The Effect of anti-trust investigation on discretionary accruals: a refined test of the political cost hypothesis. *The Accounting Review*, 67, 77-95.
- Chaney P. K., C. M. Lewis. (1995). Earnings Management and firm valuation under asymmetric information. *Journal of Corporate Finance*, 1, 319-345.
- Chaney P. K., D. C. Jeter and C. M. Lewis. (1998). The use of accruals in earnings management: a permanent earnings hypothesis. *Advances in Quantitative Analysis of Finance and Accounting*, 6, 103-135.
- Chaney P. K., et C. M. Lewis. (1995). Earnings management and valuation under Asymmetric Information. *Journal of Corporate Finance*, 1, 319-345.
- Chtourou, S., J. Bédard and L. Courteau. (2001). *Corporate governance and earnings management*. Working paper, www.ssrn.com.
- Collins D. W. and P. Hribar. (2000). Earnings-based and accruals based market anomalies: one effect or two? , *Journal of Accounting and Economics*, 29, 101-123.
- Cooke T. E. and R. S. O. Wallace. (1990). Financial disclosure regulation and its environment: a review of further analysis, *Journal of Accounting and Public Policy*, 5, 79-110.
- Darrough M. N., H. Pourjalali and S. Saudagaran. (1998). Earnings management in Japanese companies. *The International Journal of Accounting*, 33, 313-334.
- Davidson R. A. et D. Neu, (1993). A note on the association between audit firm size and audit quality. *Contemporary Accounting Research*, 9, (Spring), 479-488.
- DeAngelo, E., H. DeAngelo and D. Skinner. (1994). Accounting choices of troubled companies. *Journal of Accounting and Economics*, 17, 113-143.
- Dechow, P. M. and D. Skinner. (2000). Earnings management: Reconciling the views of accounting academics, practioners, and regulators. *Accounting Horizons*, 14, 235-250.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan and A. P. Sweeny. (1995). Detecting Earnings Management. *The Accounting Review*, 70, 193-225.
- DeFond, M. L. and J. Jiambalvo. (1994). Debt covenant violation and abnormal accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 117, 145-176.
- DeFond M. L. et K. R. Subramanyam. (1998). Auditor changes and discretionary Accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 25, 35-67.
- DeFond M. L. et C. W. Park. (1997). Smoothing income in anticipation of future Earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 23, 115-139.
- DeGeorge, F., J. Patel and R. Zeckhauser. (1999). Earnings management to exceed thresholds. *The Journal of Business*, 72, 1-33.
- Delgado M. D., Castrillo L., and V. Azfora. (2002). *The board of directors in the governance of earnings management: empirical evidence*. Working paper, Universidad de Burgos, (Spain), 25th Annual Congress of the European Accounting Association, Copenhagen, 25-27 April.
- Dempsey, S. J., H. G. Hunt and N. W. Shroeder. (1993). Earnings management and corporate ownership structure: an examination of extraordinary item reporting. *Journal of Business, Finance and Accounting*, 20, 479-500.
- Douglas M. (1989). *Culture and collective action: the relevance of culture*, New York: Bergin&Garvey.
- Drtina R. and J. Largay. (1985). Pitfalls in calculating cash flows from operations. *The Accounting Review*, April, 314-326.
- Dumontier P. (2003). Les manipulations comptables et la qualité de l'information communiquée aux investisseurs. *La Revue du Financier*, 139, 66-73.
- Erickson M. and S. Wang. (1999). Earnings management by acquiring firms in stock for stock mergers. *Journal of Accounting and Economics*, 27, 149-176.

- Fortin A. (1991). French accounting thought from 1970 to 1982 as reflected in the evolution of the Plan Comptable General. *Advances in International Accounting*, 4, 65-79.
- Francis J. R., Maydew E. L., et Sparks, H. C., (1999). The role of Big six auditors in the credible reproofing of accruals. *Auditing: A Journal of Practice and theory*, 18, 17-35.
- Friedlan J. M., (1994). Accounting choices of initial public offerings. *Contemporary Accounting Research*, 2, 1-31.
- Frydlander, A. and D. Pham. (1996). Relationships between Accounting and taxation in France. *European Accounting Review*, Supplement, 848-945
- Gray S. J. (1988). Towards a theory of cultural influences on the development of accounting systems internationally. *Abacus*, 24, 1-15.
- Gray, S. J. and D. Street. (2001). *Observance of international accounting standards : factors explaining non-compliance by companies referring to the Use of IASs*. Working Paper, 24th EAA Congress, Athens, April, 18-20.
- Guidry, F., A. Leone and S. Rock. (1999). Earnings-based bonus plans and earnings management business unit managers. *Journal of Accounting and Economics*, 26, 113-142.
- Han J. C. Y. and S. Wang. (1998). Political costs and earnings management of oil companies during the 1990 Persian Gulf crisis. *The Accounting Review*, 73, 103-117.
- Healy, P. (1985). The Effect of bonus schemes on accounting-based dividend covenants. *Journal of Accounting and Economics*, 7, 85-107.
- Healy, P. and K. G. Palepu. (1990). Effectiveness of accounting-based dividend covenants. *Journal of Accounting and Economics*, 12, 97-124.
- Holthausen, R., D. Larker and R. Sloan. (1995). Annual bonus schemes and the manipulation of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 19, 29-74.
- Hribar P. and D. W. Collins. (2002). Errors in estimating accruals: implications for empirical research. *Journal of Accounting Research*, 40, 105-134.
- Hussein M. E. (1996). A comparative study of cultural influences on financial reporting in the US and the Netherlands, *The International Journal of Accounting*, 31, 95-120.
- Jensen M. C. and W. Meckling, (1976). Theory of the firm: managerial behaviour agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360.
- Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29, 193-228.
- Key, K. G. (1997). Political cost incentives for earnings management in the cable television industry. *Journal of Accounting and Economics*, 3, 309-337.
- Larker D. F. and S A. Richardson. (2004). Fees paid to audit firms, accruals choices, and corporate governance, *Journal of Accounting Research*, 42, 625-658.
- Levitt, A. (1998). The numbers game. *Remarks by Chairman, Arthur Levitt Securities and Exchange Commission*, Delivered at the NYU Center for Law and Business New York, NY, September 28.
- Leuz C., D. Nanda, and D. Wysocki (2000). Earnings management around the world. *Working Paper*, EAA Congress, Munich, March 2000.
- Leuz C., D. Nanda, and D. Wysocki (2003). Earnings management and investor protection: an international comparison. *Journal of Financial Economics*, 69, 505-527.
- Lewellen W, Loderer C. et K. Martin, (1987). Executive compensation and executive incentive problems. *Journal of Accounting and Economics*, 9, 287-310.
- Liberty S., and J. L. Zimmerman. (1986). Labor union contract negotiations and accounting choices. *The Accounting Review*, 4, 692-712.
- Marris R., (1963). A model of the Managerial Enterprise. *Quarterly Journal of Economics*, 77, 185-209.
- McCourt, P. and G. Radcliffe (1995). Relation between financial reporting and taxes in France: Model for Europe? *British Tax Review*, 461-478.
- Mork R., A. Shleifer and R.W. Vishney. (1998). Management ownership and market Valuation. *Journal of Financial Economics*, 20, 293-315.
- Morin F. and C. Dupuy. (1993). *Le Coeur financier européen* (2nd ed.). Economica: Paris.

- Organization for Economic Co-operation and development. (1995). *Accounting practices in OECD member countries*, Paris OECD.
- O'Sullivan M. (2002). Le rôle du marché boursier dans les systèmes nationaux de gouvernance. *Revue Française de Gestion*, 28, 347-375.
- Peasnell K.V., P. F. Pope, and S. Young. (1999). *Detecting earnings management using cross-sectional abnormal accrual models*. Working paper, Lancaster University. UK.
- Perera M. H. B. (1989). Towards a framework to analyse the impact of culture on accounting. *The International Journal of Accounting*, 13, 561-569.
- Revsine L., D. W. Collins, and B. Johnson. (2002). *Financial Reporting and Analysis* (2nd ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Sheid, J. C. and P. Walton. (1995). *European Accounting Guide* (2nd ed.). London: Harcourt Brace & Company.
- Shivakumar, L. (2000). Do firms mislead investors by overstating earnings before seasoned equity offering? *Journal of Accounting and Economics*, 29, 339-371.
- Standish P. E. M. (2000). Financial reporting in France. In Nobes and Parker (Ed.), *Comparative International Accounting*. (pp 182-227). (6th ed.). London: Prentice Hall.
- Sloan R. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review*, July, 289-316.
- Subramanyam K. R. (1996). The pricing of discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 5, 359-365.
- Sweeney, A. P. (1994). Debt-covenant violations and managers' accounting responses. *Journal of Accounting and Economics*, 17, 281-308.
- Teoh, S. H., I. Welch and T. J. Wong. (1998). Earnings management and the post-issue performance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics*, 50, 63-99.
- Teoh S.H, T. J. Wong and Rao, (1998). Are accruals during initial public offerings opportunistic? *Review of Accounting Studies*, 3, 175-208.
- Turner, L. E. and J. H. Godwin. (1999). Auditing management, and international accounting-issues at the securities and exchange commission. *Accounting Horizons*, 13, 281-287.
- Vander Bauwhede H., M. Willekens, and A. Gaeremynk (2003). Audit firm size, public ownership, and firm's discretionary accruals management. *The International Journal of Accounting*, 38, 1-22.
- Walton, P. (1995). *Accounting rules, taxation and medium-sized business in the United Kingdom, France and Germany*. A study for the Foundation for Manufacturing and Industry, London.
- Wartfield T. D., J. J. Wild, and K. L. Wild. (1995). Managerial ownership, accounting choices and informativeness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 20, 61-92.
- Watts R. L. and J. L. Zimmerman (1978). Towards a positive theory of the determination of accounting standards. *The Accounting Review*, 15, 112-134.
- Wildavsky A. (1989). *Frames and references come from cultures: a predictive theory*, in M. Freilich editions, New York: Bergin&Garvey.
- Zimmzeman J. L., (1983). Taxes and firm size. *Journal of Accounting and Economics*, 5, 119-149.