

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'INFLUENCE DES NORMES IFRS SUR LE CONSERVATISME COMPTABLE : LE  
CAS FRANÇAIS

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ COMME EXIGENCE PARTIELLE DE LA MAÎTRISE EN COMPTABILITÉ,  
CONTRÔLE, AUDIT

PAR

SOUHA BALTI

JUILLET 2013

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL  
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

## REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier très sincèrement mon directeur de recherche, M. Sylvain Houle, pour m'avoir guidée tout au long de ce travail. Ses qualités scientifiques, mais également humaines ont largement contribué à l'aboutissement de ce travail.

Je souhaite remercier particulièrement, Mme Marie-Andrée Caron, pour la qualité de son enseignement, sa disponibilité et ses encouragements.

Je souhaite encore remercier, Mme Nadia Smaili, M. Jean-Paul Lauly et M. Faouzi Rassi pour leur soutien.

Mes remerciements s'adressent également à M. Bertrand Fournier et M. Raymond Laliberté pour leur soutien logistique.

Enfin, je remercie mes parents et mon frère qui par leur soutien et leurs encouragements sont pour moi les piliers fondateurs de ce que je suis et de ce que je fais.

## TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES .....	VI
LISTE DES TABLEAUX .....	VII
INTRODUCTION.....	1
CHAPITRE I	
MISE EN CONTEXTE .....	6
1.1 LES MODÈLES COMPTABLES .....	7
1.1.1 Le modèle comptable anglo-saxon.....	8
1.1.2 Le modèle comptable continental.....	10
1.2 LA NORMALISATION COMPTABLE FRANÇAISE .....	14
1.3 LES OPPOSITIONS FRANÇAISES À L'ADOPTION DU RÉFÉRENTIEL INTERNATIONAL.....	16
1.3.1 Le conservatisme comptable.....	17
1.3.2 Le concept de la juste valeur .....	18
1.3.3 Les effets de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable .....	19
CHAPITRE II	
REVUE DE LITTÉRATURE ET HYPOTHÈSES DE RECHERCHE .....	22
2.1 L'INFLUENCE DES FACTEURS INSTITUTIONNELS SUR LE NIVEAU DU CONSERVATISME COMPTABLE.....	23
2.1.1 L'influence du régime légal sur le niveau du conservatisme comptable.....	23
2.1.2 L'influence des marchés financiers sur le niveau du conservatisme comptable.....	25
2.1.3 L'influence du référentiel comptable sur le niveau du conservatisme comptable .....	27
2.2 L'INFLUENCE DES FACTEURS ORGANISATIONNELS SUR LE NIVEAU DU CONSERVATISME COMPTABLE : LE POINT DE VUE DE LA THÉORIE POLITICO-CONTRACTUELLE .....	30
2.2.1 L'influence de la taille sur le niveau du conservatisme comptable .....	33
2.2.2 L'influence de l'endettement sur le niveau du conservatisme comptable.....	35

## CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE DE RECHERCHE .....	40
3.1 MÉTHODOLOGIE.....	41
3.1.1 Modèles empiriques du conservatisme comptable.....	41
3.1.2 Mesure des caractéristiques de la firme .....	44
3.1.3 Critiques du modèle de Basu (1997).....	45
3.2 DÉFINITIONS DES VARIABLES .....	47
3.3 ÉCHANTILLON DE L'ÉTUDE .....	52
3.3.1 La constitution de l'échantillon .....	52
3.3.2 Les caractéristiques de l'échantillon.....	53
3.3.3 Échantillons relatifs aux caractéristiques organisationnelles .....	58

## CHAPITRE IV

ANALYSE DESCRIPTIVE ET DISCUSSION DES RÉSULTATS .....	61
4.1 STATISTIQUES DESCRIPTIVES .....	62
4.1.1 Les statistiques descriptives du conservatisme comptable.....	62
4.1.2 Les statistiques descriptives des caractéristiques organisationnelles.....	65
4.2 RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS .....	69
4.2.1 Test de l'hypothèse $H_1$ .....	69
4.2.2 Test de l'hypothèse $H_2$ .....	76
4.2.3 Test de l'hypothèse $H_3$ .....	79
4.3 COMPARAISON AVEC LES ÉTUDES ANTÉRIEURES .....	82
CONCLUSION GÉNÉRALE .....	85
APPENDICE A	
LA HIÉRARCHIE ET LE FOISONNEMENT DES TEXTES COMPTABLES .....	89
APPENDICE B	
LES ACCEPTIONS DU CONSERVATISME COMPTABLE EN FRANCE.....	90
APPENDICE C	
LES SOURCES DU CONSERVATISME COMPTABLE.....	91

## APPENDICE D

L'ÉVALUATION À LA JUSTE VALEUR ET LE TRAITEMENT COMPTABLE DES VARIATIONS SELON LES NORMES IFRS.....	92
BIBLIOGRAPHIE .....	93

## LISTE DES FIGURES

Figure		Page
1.1	Les attributs du système comptable anglo-saxon et du système comptable continental.....	13
3.1	Distribution des observations firme-année par année fiscale.....	55
3.2	Nombre d'observations par secteur d'activité.....	58

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
3.1	Les variables utilisées dans le modèle de Basu (1997).....	49
3.2	Les variables relatives aux caractéristiques organisationnelles.....	52
3.3	Constitution de l'échantillon.....	53
3.4	Composition de l'échantillon par année.....	54
3.5	Fréquence du nombre de firmes par nombre d'années observées.....	56
3.6	Nombre d'observations par secteur d'activité.....	57
3.7	Répartition des observations en fonction de la taille.....	59
3.8	Répartition des observations en fonction de l'endettement.....	59
4.1	Statistiques descriptives des variables incluses dans les modèles testés.....	64
4.2	Statistiques descriptives de l'échantillon « Taille ».....	66
4.3	Statistiques descriptives de l'échantillon « Endettement ».....	68
4.4	Modèles de Basu (1997).....	72
4.5	Modèle modifié de Basu (1997).....	75
4.6	Basu modifié (1997) selon la taille.....	78
4.7	Modèle modifié de Basu (1997) selon le niveau d'endettement.....	81
4.8	Synthèse des hypothèses.....	84

## RÉSUMÉ

Ce mémoire examine l'impact, sur le conservatisme comptable, de l'adoption obligatoire des normes IFRS par les entreprises françaises cotées. Le mémoire est organisé en deux grandes parties. La première partie (Chapitre I et II) met en évidence les raisons de la réticence française à l'égard des normes IFRS. À ce stade, nous évoquerons non seulement des arguments théoriques, mais également un certain nombre de preuves, issues d'études empiriques, soutenant l'hypothèse d'une incidence négative du passage aux normes internationales d'information financière sur le conservatisme comptable. La deuxième partie du mémoire (chapitre III et IV) décrit la méthodologie retenue pour la mise en œuvre de cette recherche et présente les résultats obtenus. Plus particulièrement, l'analyse empirique suggère : (1) que le niveau du conservatisme comptable des entreprises cotées françaises a baissé à la suite de l'adoption des normes IFRS ; (2) que la baisse du niveau de conservatisme comptable est plus importante pour les grandes entreprises que les petites entreprises; (3) que la baisse du niveau de conservatisme comptable est plus importante pour les entreprises qui sont fortement endettées que pour les entreprises qui sont faiblement endettées. Ces résultats, qui vont dans le sens d'une baisse du niveau de conservatisme comptable à la suite du passage aux normes IFRS, permettent de comprendre les critiques formulées, en France, à l'encontre du référentiel international.

**Mots clés :** Adoption obligatoire des normes IFRS, conservatisme comptable, France.

## INTRODUCTION

Ce mémoire est consacré à une analyse des effets sur le conservatisme comptable de l'adoption des normes internationales d'information financière par les entreprises françaises. Deux éléments principaux ont motivé ce travail de recherche. D'une part, la volonté d'étendre au contexte français la littérature récente analysant les effets de l'adoption du référentiel international sur la qualité de l'information financière, laquelle constitue un «bouleversement de tous les concepts comptables» (Chiapello, 2005a, p. 365) notamment dans les pays qui sont ancrés dans la tradition comptable dite « continentale ». D'autre part, la volonté de proposer des preuves empiriques de l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable en France.

Ainsi, l'harmonisation comptable internationale, confortée par la mondialisation financière, marque l'émergence de la conception anglo-saxonne du modèle comptable pour laquelle l'information doit répondre en priorité aux besoins des investisseurs boursiers et créanciers en informations financières pertinentes et comparables. Cela consacre l'hégémonie financière sur la comptabilité qui se confirme dans la dénomination même des normes (*International Financial Reporting Standards*)<sup>1</sup> (Vatteville, 2008).

C'est dans le but de répondre aux besoins de ces investisseurs internationaux et acquiesçant de son incapacité à parvenir à une harmonisation comptable en son sein, que

---

<sup>1</sup> Jusqu'en 2001, les normes émises par l'IASC (*International Accounting Standards Committee*) sont dénommées IAS (*International Accounting Standards Committee*). Après la réforme de l'IASC et son remplacement par l'IASB (*International Accounting Standards Board*), les IFRS (*International Financial Reporting Standards*) est l'appellation utilisée pour dénommer les nouvelles normes ainsi que les anciennes normes IAS révisées. En France, les normes IFRS sont appelées « les normes internationales de reporting financier ».

L'Union européenne décida en 2002 de rendre obligatoire, via le règlement CE 1606/2002, l'application des normes internationales d'information financière pour les comptes consolidés des sociétés cotées à compter du 1er janvier 2005. Toutefois, force est de constater que cette réforme européenne n'est pas isolée, mais suit une mouvance internationale généralisée et poursuivie par de nombreux pays.

En filigrane de l'adoption des normes internationales d'information financière produites par l'IASB<sup>2</sup> par les pays de l'Union européenne, il s'agit de la transition « d'une comptabilité de créanciers vers une comptabilité d'actionnaires » (Colmant, 2006a, p. 8) axée sur la satisfaction du gain pour l'investisseur boursier qui exige une information continue et pertinente pour calculer le cours boursier. Cette perspective justifie la consécration de la juste valeur<sup>3</sup> comme principe d'évaluation par les normes internationales d'information financière.

L'application de la juste valeur suppose qu'aussi bien les pertes que les profits latents soient comptabilisés et permet une réévaluation des actifs qui ont fait l'objet d'une dépréciation (Magnan, 2009). Ainsi, le conservatisme comptable<sup>4</sup>, qui prédominait le référentiel européen et qui postulait que seules les pertes latentes sont constatées dans les états financiers, se voit déclassé (Vanel, 2008).

Les détracteurs de la juste valeur mettent en avant les solides fondements empiriques de la pratique du conservatisme comptable qui témoignent de son rôle prédominant dans la conservation de l'actif net de l'entreprise, et ce, en évitant la distribution de dividendes fictifs (Chiapello, 2005b). Il existe une preuve empirique bien documentée affirmant que le conservatisme comptable est pratiqué universellement. Toutefois, il convient de souligner à

---

<sup>2</sup> L'IASB (*International Accounting Standards Board*) est l'organisme international qui a la charge de l'élaboration des normes internationales. Il a succédé, en 2001, à l'IASC (*International Accounting Standards Committee*).

<sup>3</sup> La norme IFRS 13 définit la juste valeur comme : « le prix qui serait reçu pour la vente d'un actif ou payé pour le transfert d'un passif dans le cadre d'une transaction normale conclue entre des intervenants du marché à la date de l'évaluation ».

<sup>4</sup> Watts et Zimmerman (1986, p. 205-206) définissent le conservatisme comptable comme « la tendance du comptable à publier, parmi les différentes alternatives possibles, la valeur la plus faible pour les actifs et la valeur la plus élevée pour les passifs. Les revenus doivent être enregistrés le plus tard possible et les pertes le plus possible ».

ce niveau qu'en pratique et bien qu'ils préconisent le recours à la juste valeur comme principe d'évaluation, ce sont les pays anglo-saxons qui affichent le plus haut niveau de conservatisme comptable car ils offrent une forte protection juridique aux actionnaires (Ball, Kothari et Robin, 2000 ; Ball, Robin et Wu, 2003 ; Bushman et Piotroski, 2006 ; Giner et Rees, 2001 ; Pope et Walker, 1999).

Notre étude se situe dans le cadre d'une actualité comptable très dense à la suite de l'adoption du référentiel international. Ainsi, plusieurs études ont été consacrées à l'examen de l'impact du référentiel international sur la qualité de l'information financière. Les résultats de ces recherches ne sont pas consensuels. Ainsi, pour certains chercheurs, les normes internationales sont des normes de qualité (Barth, Landsman et Lang, 2008 ; Bartov, Goldberg et Kim, 2002 ; Chen et al., 2010 ; Hellman, 2011 ; Liu et Yao, 2011). Pour d'autres, en revanche, les normes internationales ne permettent pas une amélioration de la qualité de l'information financière (Ahmed, Neel et Wang, 2010 ; Hung et Subramanyam, 2007 ; Jeanjean et Stolowy, 2008 ; Van Tendeloo et Vanstraelen, 2005).

Dans la lignée de ces recherches, plusieurs études empiriques ont testé l'évolution du niveau du conservatisme comptable avant et après l'adoption du référentiel international. Ces études confirment les allégations des détracteurs de la juste valeur à savoir que le niveau du conservatisme comptable a baissé à la suite de l'adoption des normes internationales d'information financière, et ce, à l'exception de l'étude de Kaytmaz Balsari, Ozkan et Durak (2010) qui a montré une augmentation du niveau du conservatisme comptable en Turquie.

De manière surprenante, en France dont la normalisation comptable - qui a prévalu jusqu'au 31 décembre 2004 - privilégie le conservatisme comptable et la protection des créanciers (Chiapello, 2005a), aucune recherche n'a traité de l'impact de l'adoption des normes internationales d'information financière sur le conservatisme comptable. Aussi, peu de travaux ont examiné la pratique du conservatisme comptable en France. On dénombre à ce jour, seulement une étude, à savoir celle de Ding et Stolowy (2006) qui a porté sur l'évolution du niveau du conservatisme en France durant la décennie des années 90 et qui a montré une tendance à la hausse du conservatisme comptable. Ce mémoire vise à combler une partie du vide théorique et empirique.

Notre recherche s'intéresse à savoir si le passage aux normes internationales d'information financière est à l'origine d'une diminution (ou d'une augmentation) du niveau de conservatisme comptable en France et si cet effet est/ou n'est pas le même pour toutes les entreprises indépendamment de leur taille et de leur niveau d'endettement.

Nous proposons de répondre à la question de recherche formulée en deux temps principaux. Un premier temps, développé dans le cadre du premier et du deuxième chapitre du mémoire, consistera à proposer une mise en contexte et une revue de la littérature. Un deuxième temps consistera à proposer, sur la base d'un échantillon d'entreprises industrielles et commerciales françaises cotées, trois études empiriques destinées à valider (ou à infirmer) les hypothèses formulées dans le cadre du deuxième chapitre. Ce deuxième temps sera celui des troisième et quatrième chapitres du mémoire.

Dans le premier chapitre du mémoire, nous présentons les principales caractéristiques du modèle comptable anglo-saxon, du modèle comptable continental et de la normalisation comptable française. Puis nous évoquons les inquiétudes formulées par rapport au recours à la juste valeur et l'atteinte du conservatisme comptable. Ensuite, nous évoquons dans le deuxième chapitre la contingence du conservatisme comptable. À ce stade, nous montrons que le conservatisme comptable est influencé aussi bien par des facteurs institutionnels (l'origine légale, la réglementation des marchés financiers et les normes comptables) que par des facteurs organisationnels (la taille et l'endettement).

La partie empirique du mémoire (chapitres III et IV) propose les études suivantes. Dans une première étude, nous testons l'hypothèse selon laquelle l'adoption du référentiel international, en recourant à la juste valeur, a conduit à la baisse du conservatisme comptable des entreprises françaises. Les résultats obtenus vont dans le sens de l'hypothèse formulée : ils montrent que, suite au passage aux normes IFRS, le niveau du conservatisme comptable des entreprises françaises a baissé, toutes choses étant égales par ailleurs.

Dans une deuxième étude, nous cherchons à voir si la baisse du niveau du conservatisme comptable, à la suite de l'adoption du référentiel international, est plus importante dans les grandes entreprises que dans les petites. Les résultats obtenus, conformes à l'hypothèse formulée, indiquent que la baisse du niveau du conservatisme comptable, à la

suite de l'adoption des normes internationales d'information financière, a été plus importante pour les grandes entreprises que pour les petites entreprises.

Enfin, dans une troisième et dernière étude, nous proposons de tester si la baisse du niveau du conservatisme comptable, à la suite de l'adoption du référentiel international, est plus importante dans les entreprises les moins endettées. Les résultats vont à l'encontre de l'hypothèse formulée et indiquent que l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable a été plus important pour les entreprises qui affichent un niveau élevé d'endettement.

Au final, nos résultats vont dans le sens d'un effet négatif du passage aux normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable des entreprises françaises. Cependant, cet effet varie en fonction de la taille de l'entreprise et de son niveau d'endettement. Des axes futurs de recherches, que nous jugeons intéressants, sont esquissés dans la conclusion du mémoire.

## CHAPITRE I

### MISE EN CONTEXTE

Depuis les deux dernières décennies, les économies ont connu de grands bouleversements qui ont transformé les formes institutionnelles dans plusieurs domaines (système financier, concurrence sur le marché de biens et services, systèmes, relation d'emploi, protection sociale, etc.) et qui se sont traduits par une convergence vers le modèle néolibéral qui est axé sur la financiarisation de l'économie (Amable, 2009 ; Vanel, 2008).

Pour autant, si pour les pays de l'Europe continentale la convergence vers le modèle anglo-saxon fondé sur la prédominance des marchés financiers s'est faite aux dépens d'un système financier basé sur les banques, c'est le mode de gestion des entreprises qui a été surtout remis en cause. Ces dernières, pour compenser le manque de financement à long temps, assuré jusqu'ici par les banques, se sont tournées vers des financements plus volatiles assurés par les investisseurs institutionnels, principalement anglo-saxons. C'est ainsi qu'un besoin d'unification des référentiels comptables s'est fait sentir et a donné lieu à l'adoption des normes internationales d'information financière par de nombreux pays à travers le monde. Ces normes internationales d'information financière connues sous l'acronyme IFRS sont d'origine anglo-saxonne et marquent la consécration de la création de valeur actionnariale à travers la gouvernance corporative remettant ainsi en question la gestion partenariale qui a prévalu dans les pays de l'Europe continentale comme la France et l'Allemagne.

En effet, les normes IFRS médiatisent une conception actionnariale de l'entreprise qui est en contradiction avec la conception institutionnaliste et partenariale des pays de l'Europe continentale. Ces derniers considèrent l'entreprise comme : « une institution économique qui se définit à partir de notions telles que l' "intérêt social", et dont le but est la création de richesse grâce et pour les parties prenantes de l'entreprise. » (Plihon, 2007, p. 76-77). Ainsi, l'entreprise

doit répondre aux attentes des acteurs qui l'entourent (actionnaires, dirigeants, salariés, État, etc.) y compris ceux avec lesquels elle n'entretient pas de relations contractuelles régulières (Capron, 2006). À contrario, dans le modèle anglo-saxon, l'entreprise est considérée comme : « un actif financier dont il s'agit de maximiser la valeur. » (Plihon, 2007, p. 76). Cette divergence des conceptions de l'entreprise explique la divergence des principes comptables qui président la tenue des comptes dans chacun des modèles comptables.

Cela explique pourquoi la décision de l'Union européenne de rendre obligatoire l'application des normes IFRS à compter du 1er janvier 2005 pour l'ensemble des sociétés cotées a suscité des réactions divergentes. Les contestations les plus remarquables ont été formulées par les pays dits de l'Europe continentale, dont la France, et ce, en raison du recours à la juste valeur qui met à mal le principe du coût historique. Ainsi, ce sont les qualités de pertinence et de représentation fidèle de l'information financière qui sont privilégiées sur les qualités de complétude et de vérifiabilité. Dans cette perspective, Richard (2005) soutient que l'adoption du référentiel international, à l'aube du XXI<sup>e</sup> siècle, représente une révolution ou du moins une innovation dans l'histoire de la réglementation comptable française. Aussi, Raffournier (2007) affirme que : « l'introduction des IFRS en France marque un changement radical de la philosophie comptable. ».

Pour comprendre les réactions françaises à l'adoption des normes IFRS, nous proposons de procéder en trois étapes principales. Une première étape va consister à mettre en évidence les attributs du modèle comptable anglo-saxon et du modèle comptable continental. Cette approche nous permettra de montrer que les fondements des deux modèles comptables sont différents. Ensuite, nous présentons une brève description de la normalisation comptable française. Enfin, nous discuterons, dans une troisième étape, des inquiétudes formulées, en France, au sujet du référentiel international.

### 1.1 Les modèles comptables

On trouve dans la littérature comptable plusieurs tentatives de classification des modèles comptables par groupes de pays (AAA 1977 ; Gray, 1988 ; Hofstede, 1980 ; Mueller, 1968 ; Nobes, 1984). Ainsi, et afin de classer les systèmes comptables, Mueller (1968) a identifié quatre facteurs : le niveau de développement économique, le niveau de complexité des affaires, la forme

du pouvoir politique et la nature du système juridique. Aussi, l'American Accounting Association (1977) a retenu huit facteurs permettant de distinguer entre les pratiques comptables : le système économique, le niveau de développement économique, le système politique, les objectifs de la comptabilité financière, l'enseignement de la comptabilité et la formation, la mise en œuvre des normes comptables et l'éthique. Quant à Nobes (1981, 1983, 1984), il a répertorié six facteurs : le système légal, le mode d'organisation des affaires, la structure de l'actionnariat, le degré de développement des marchés financiers, l'organisation de la profession comptable et les caractéristiques historiques du pays. Aussi Gray (1988), en se basant sur les travaux de Hofstede (1980), distingue quatre valeurs permettant de caractériser les systèmes comptables : la réglementation versus l'autorégulation de la profession comptable, l'uniformité versus la flexibilité, le conservatisme versus l'optimisme et enfin la propension au secret versus la propension à la transparence. Enfin, Douppnick et Salter (1993) ont conforté le modèle de Nobes.

Ces différentes classifications mettent en évidence l'existence de deux modèles comptables : le modèle comptable des pays anglo-saxons et le modèle comptable des pays de l'Europe continentale.

#### 1.1.1 Le modèle comptable anglo-saxon

Le modèle comptable des pays anglo-saxons, appelés aussi pays de droit coutumier, se rapporte aux systèmes comptables américain, britannique, australien, néo-zélandais, canadien et international (normes IFRS). Ce modèle se caractérise par la primauté de l'information des investisseurs (Nobes et Parker, 2000, cité Colmant, 2001) et la consécration du principe de prééminence de la substance économique sur la forme juridique (*substance over form*). En effet, dans ces pays le système de financement des entreprises est essentiellement basé sur les marchés financiers (Zysman, 1990, cité par Colmant, 2001) qui sont fortement développés, et ce, notamment en raison d'une forte dilution de la propriété et d'un faible niveau d'expropriation (Soderstrom et Sun, 2007).

Dans ces pays, qui sont caractérisés par une vision actionnariale de la gouvernance, l'un des moyens permettant de limiter le problème d'asymétrie d'information entre les managers et les actionnaires est la divulgation publique de l'information financière. Dans cette orientation, la comptabilité est considérée comme un outil d'aide à la décision des investisseurs. Plus

particulièrement, les investisseurs institutionnels, notamment les fonds de pension, ont besoin d'une information financière pertinente et transparente leur donnant une image fidèle de la situation économique de l'entreprise à un moment donné et leur permettant de mesurer la performance financière (Heem, 2003). Il s'en suit que c'est le marché qui détermine les qualités souhaitées de l'information financière.

Ainsi, et afin de répondre aux besoins des investisseurs, la doctrine comptable anglo-saxonne s'attache à déterminer l'utilité future des actifs et des passifs et essaye de rapprocher la valeur comptable des capitaux propres des valeurs boursières (Colmant, Gillet et Szafarz, 2009). En fait, selon l'approche anglo-saxonne, la valeur de l'entreprise dépend de l'appréciation des marchés boursiers et c'est pour cette raison que la comptabilité anglo-saxonne est qualifiée d'une comptabilité des marchés financiers.

Dans cette perspective, le modèle comptable anglo-saxon préconise plusieurs méthodes d'évaluation, et ce, même si le coût historique représente le principe de base. Néanmoins, pour certains actifs notamment financiers, l'on constate une tendance vers l'application de la juste valeur dans le but de fournir des informations financières en continu qui permettent aux investisseurs de déterminer le cours boursier (Colmant, 2006a).

Par conséquent, dans les pays anglo-saxons c'est le réalisme économique-financier qui prime ce qui éloigne les règles comptables des concepts juridiques du droit commercial et fiscal. En effet, dans ces pays, c'est l'indépendance entre la fiscalité et la comptabilité qui prévaut (Guenther et Young, 2000 et Hung, 2001 cités par Soderstrom et Sun, 2007). Ainsi, deux corpus de règles sont appliqués et l'impôt est déterminé conformément aux règles fiscales ce qui peut se traduire par des différences notables entre le résultat comptable et le résultat fiscal (Colmant, Gillet et Szafarz, 2009).

Aussi, les pays anglo-saxons sont caractérisés par un système politique décentralisé avec une culture judiciaire basée sur le modèle contractuel, une intervention limitée de l'État, une faible codification du droit donnant lieu à une plus grande latitude aux juges. Cette décentralisation du pouvoir se reflète dans le processus d'élaboration des normes. Ainsi, les normes comptables dans les pays anglo-saxons sont l'œuvre d'organismes privés comme le

FASB aux États-Unis (Soderstrom et Sun, 2007) et l'IASB qui élabore les normes internationales d'information financière.

### 1.1.2 Le modèle comptable continental

Dans un grand nombre de pays de l'Europe continentale, appelés pays de droit romain, l'influence législative est remarquable et se manifeste aussi bien au niveau de la nation qu'au niveau de la firme. Ainsi, au niveau national, ces pays sont caractérisés par un système judiciaire centralisé où le rôle de l'État est prépondérant. Cela se traduit au niveau de la normalisation comptable par une forte intervention étatique. En effet, la formulation du droit comptable est surtout l'affaire de l'État qui s'attache à la régularité des résultats comptables et qui intervient par le biais de lois, de règlements (Colmant, Gillet et Szafarz, 2009) et qui subit les pressions des groupes politiques tels que les syndicats, les banques et les associations professionnelles. Au niveau de la firme, c'est le système de gouvernance partenariale qui est de rigueur et la présence des parties prenantes (*stakeholders*) dans le conseil d'administration permet de résoudre le problème d'asymétrie d'information notamment par une communication privée. Aussi, ces derniers sont enclins aux résultats stables ce qui donne plus de latitude discrétionnaire aux managers qui sont les seuls qui décident du moment approprié de l'enregistrement des pertes et des profits.

Le modèle comptable de ces pays, dont la France et l'Allemagne représentent deux exemples emblématiques, repose sur une vision juridique de l'entreprise où la comptabilité constitue un moyen de preuve en cas de litige entre commerçants et aussi en cas de faillite (Colmant, 2006a). Cette orientation vers les créanciers s'explique non seulement par la tradition de financement de ces pays qui est essentiellement bancaire (Zysman, 1990, cité par Colmant, 2001 ; Heem, 2003), mais aussi par le poids de l'État notamment avec la perception de la taxe sur la valeur ajoutée et de l'impôt sur les sociétés et des organismes sociaux qui perçoivent les cotisations patronales et salariales (Capron, 2007). Il s'en suit que contrairement aux pays anglo-saxons, les pays de l'Europe continentale sont caractérisés par une faible protection des investisseurs et des marchés financiers de petite taille et donc la pertinence de l'information financière est reléguée au second plan.

Dans cette orientation européenne, qui se veut pluraliste, la finalité de la comptabilité est de présenter un patrimoine reflétant la situation juridique des actifs et des dettes qui représentent les garanties consenties par l'entreprise aux créanciers (Colmant, 2006a). Cela explique la prédominance du principe de prudence et de son corollaire, le coût historique. Ce dernier se justifie par son objectivité et sa vérifiabilité (Heem, 2008) et a l'avantage de faciliter la comparaison spatiale puisque toutes les entreprises appliquent la même règle d'évaluation (Colmant, 2006a).

Ainsi, la valeur de l'entreprise correspond à la valeur d'origine de ses actifs qui sont les garanties données aux différents créanciers (Colmant, Gillet et Szafarz, 2009). De facto, dans les pays de l'Europe continentale, l'image fidèle que doit refléter la comptabilité est juxtaposée sur le postulat de la sincérité. Elle s'attache à la publication d'une information financière fiable calée sur « la forme juridique prise par les contrats » (Chiapello, 2005a, p. 367) et donc ne suivant pas les contours de la réalité économique (Chiapello, 2005a).

En outre, les pays de l'Europe continentale sont caractérisés par une forte connexion entre les règles fiscales et les règles comptables. Dans ce sens, Guenther et Young (2000, cité par Soderstrom et Sun, 2007) affirment que dans les pays caractérisés par une grande proximité entre la comptabilité et la fiscalité, les résultats comptables tendent à occulter le volume des affaires (*underlying business*). Ainsi, les résultats fiscaux sont déterminés selon le principe de la subordination, ce qui signifie que les résultats comptables représentent la base de l'imposition, et ce, nonobstant certains ajustements fiscaux.

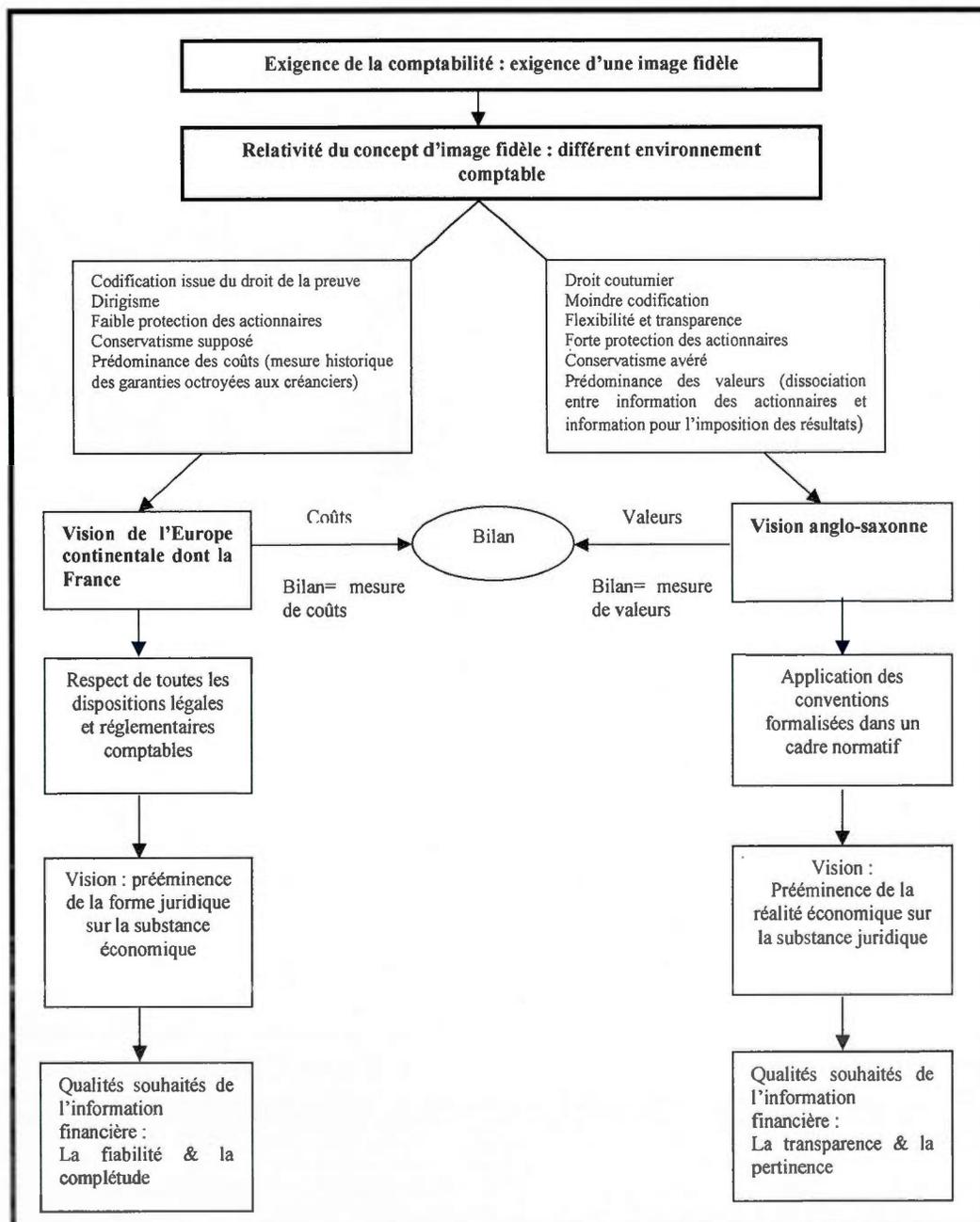
Au final, il convient de souligner à ce niveau que les pays européens ne constituent pas un ensemble homogène. Ainsi, certains pays sont caractérisés par un modèle comptable de type anglo-saxon (*common-law countries*) comme le Royaume-Uni, l'Irlande et les Pays-Bas. À l'opposé, d'autres pays sont caractérisés par un modèle comptable de type continental (*code-law countries*) comme l'Allemagne, la Belgique, la France et l'Espagne.

En résumé, nous constatons que l'image fidèle que doit donner la comptabilité du patrimoine et de la situation financière est conditionnée par une multitude de facteurs. Ainsi, l'image fidèle défendue par les Anglo-saxons est basée sur le concept de prééminence de la substance économique sur la forme juridique. Elle correspond au souci de publication d'une

information financière pertinente et transparente afin de satisfaire les besoins des investisseurs boursiers. À l'opposé, dans les pays de l'Europe continentale, comme la France et l'Allemagne, l'image fidèle est juxtaposée sur le postulat de la sincérité. Elle s'attache à la publication d'une information financière fiable aussi proche que possible de la situation juridique des actifs et des passifs (Colmant, 2006a). La figure 1.1, qui suit, met en exergue les principales différences entre le modèle comptable anglo-saxon et le modèle comptable continental.

Figure 1.1

Les attributs du système comptable anglo-saxon et du système comptable continental



Adapté de Colmant (2001, p. 50)

## 1.2 La normalisation comptable française

Dans le cadre du présent mémoire, nous nous intéressons à l'impact de l'adoption des normes internationales d'information financière sur le niveau du conservatisme comptable en France dont la normalisation comptable présente des caractéristiques institutionnelles foncièrement différentes de celles des pays anglo-saxons. Dans cette perspective, Capron (2006, p. 122) affirme qu' : « il existe donc un divorce considérable entre la tradition de normalisation comptable qui s'efforçait de satisfaire les besoins d'information d'une large gamme d'utilisateurs et la philosophie explicite des normes de l'IASC étroitement subordonnée aux "commerçants d'entreprises" ».

Ainsi, et alors que les normes comptables de l'IASB sont déduites d'un cadre conceptuel explicite, les normes comptables françaises n'étaient pas « déduites d'objectifs assignés à priori à la comptabilité ou aux états comptables ; elle procède simplement de l'expérience, de la compétence et des échanges des personnalités qui siègent en assemblée plénière ou dans les sections, les commissions et les groupes de travail du conseil national de la comptabilité (CNC) » (Colasse, 2000, p. 100). Aussi, la normalisation comptable française se singularise par le foisonnement des textes réglementaires (voir appendice A) et la prépondérance du rôle de l'État.

Néanmoins, l'historique de la normalisation comptable française témoigne de l'affaiblissement de l'influence de l'État qui a fini par disparaître avec l'adoption du référentiel international. Dans ce contexte, Colasse et Standish (1998) distinguent quatre périodes, auxquels nous rajoutons une cinquième marquée par l'adoption du référentiel international :

1- Une première période, qui s'étend de 1946 à 1957, a vu naître une normalisation comptable fortement connectée à la planification économique nationale et basée sur une collégialité délibérative. Deux organismes de normalisation comptables ont vu le jour durant cette période : la Commission de normalisation des comptabilités<sup>5</sup> et le Conseil supérieur de la comptabilité (CSC)<sup>6</sup>. L'interventionnisme de l'État dans le processus de

---

<sup>5</sup> Décret n° 46-619 du 4 avril 1946

<sup>6</sup> Décret n° 47-188 du 16 janvier 1947

normalisation était remarquable. Ainsi, et en plus d'une forte représentation au sein des instances de normalisation, le Plan comptable général a été conçu en relation avec la comptabilité nationale et avait une orientation macro-économique.

2- Une deuxième période, allant de 1958 à 1973, où le libéralisme commençait à s'instaurer, est caractérisée par l'adaptation aux différents secteurs économiques du Plan comptable général et la généralisation de son application facilitée notamment par sa connexion avec la fiscalité. Cette évolution témoigne que la mainmise de l'État sur le dispositif de normalisation reste forte, et ce, malgré l'institution du Conseil national de la comptabilité qui succède au Conseil supérieur de la comptabilité et la diversification de sa composition.

3- Une troisième période, s'étendant de 1974 à 1983, est caractérisée par l'affaiblissement de la planification, le renforcement de la normalisation comptable et l'émergence du droit comptable français sous l'impulsion des IV<sup>e</sup> et VII<sup>e</sup> directives européennes et symbolisés par la publication de la première loi comptable en 1983. Cette « légalisation » de la normalisation comptable française marque le passage, comme l'avancent Colasse et Standish (1998), d'une régulation basée sur les normes à une régulation basée sur les lois.

4- Une quatrième période, qui va de 1984 à 1998, est celle de la remise en cause de la normalisation comptable française à la suite de trois mouvements : la déréglementation, la privatisation et la mondialisation. Cet état de fait s'est traduit par de nouveaux besoins en information en l'occurrence ceux de l'investisseur boursier. Une réforme du dispositif de normalisation comptable français a eu lieu en 1996-1998 et a conduit à l'institution du Conseil de réglementation comptable. Il est à remarquer que le rôle de l'État dans la normalisation française a été affaibli avec cette réforme, mais n'a pas disparu.

5- La dernière réforme porte sur l'institution de l'Autorité des normes comptables (ANC) par l'Ordonnance n° 2009-79 du 22 janvier 2009 et le décret n° 2010-56 du 15 janvier 2010 et regroupant désormais les compétences qui étaient partagées entre le Conseil national de la comptabilité (CNC) ainsi que celles du Comité de la réglementation comptable (CRC). Cette réforme « constitue une rupture assez prononcée avec la normalisation collégiale et partenariale "à la française" » (Colasse et Pochet, 2008).

### 1.3 Les oppositions françaises à l'adoption du référentiel international

En France, l'adoption du référentiel international a suscité des débats intenses, liée au fait que les normes internationales ont été conçues afin de satisfaire les besoins d'information des investisseurs financiers et des créanciers. En effet, le paragraphe OB2 du nouveau cadre conceptuel de l'IASB stipule que :

« L'objectif de l'information financière est de fournir au sujet de l'entité qui la présente des informations utiles aux investisseurs en capitaux propres, aux prêteurs et aux autres créanciers actuels et potentiels aux fins de leur prise de décisions en tant que fournisseurs de ressources de l'entité. Ces décisions concernent l'achat, la vente ou la conservation d'instruments de capitaux propres, l'obtention ou le règlement de prêts ou autres formes de crédit ».

Ainsi, le nouveau cadre conceptuel de l'IASB de 2010 témoigne de l'orientation en faveur de l'investisseur boursier qui n'est pas neutre étant donné qu'elle consacre la gouvernance actionnariale et hiérarchise les caractéristiques qualitatives de l'information financière. Dans ce sens, le nouveau cadre conceptuel, au niveau de la troisième partie, identifie la pertinence<sup>7</sup> (*relevance*) et l'image fidèle (*faithful representation*) comme étant les deux caractéristiques qualitatives essentielles que l'information financière doit posséder pour être utile. Quant à la comparabilité, la vérifiabilité, la rapidité, la fiabilité<sup>8</sup> et la compréhensibilité, elles sont considérées comme des caractéristiques qualitatives auxiliaires.

Afin d'améliorer la pertinence de l'information financière, l'IASB a manifesté une prédilection pour la comptabilité à la juste valeur (*fair value*), d'où une atteinte au conservatisme comptable. Avant de présenter les oppositions formulées au sujet de la juste valeur, nous commençons par présenter le concept du conservatisme comptable et celui de la juste valeur.

---

<sup>7</sup> Selon le cadre conceptuel de l'IASB (p. 40) : « L'information possède la qualité de pertinence lorsqu'elle influence les décisions économiques des utilisateurs en les aidant à évaluer des événements passés, présents ou futurs ou en confirmant ou en corrigeant leurs évaluations passées. »

<sup>8</sup> Selon le cadre conceptuel de l'IASB (p. 41) : « L'information possède la qualité de fiabilité quand elle est exempte d'erreur et de biais significatifs et que les utilisateurs peuvent lui faire confiance pour présenter une image fidèle de ce qu'elle est censée présenter ou de ce qu'on pourrait s'attendre raisonnablement à voir présenter. »

### 1.3.1 Le conservatisme comptable

#### - Définitions du conservatisme comptable

Considéré comme un attribut souhaité des états financiers, le conservatisme a joué un rôle considérable dans la pratique et la théorie comptable et a régenté d'autres principes comptables notamment le principe du coût historique et celui de rattachement des charges aux produits, et ce, durant plusieurs siècles (Basu, 1997).

Toutefois, et comme le mentionnent Givoly et Hayn (2000), les définitions officielles du conservatisme demeurent limitées. Dans la littérature récente, plusieurs définitions ont été avancées. Ainsi, pour Belkaoui (1985, p. 239) le conservatisme :

« ... implique qu'il est préférable de comptabiliser les actifs et les revenus aux valeurs les plus faibles et de comptabiliser les dettes et les charges aux valeurs les plus élevées »<sup>9</sup> [Trad].

Quant à Watts et Zimmerman (1986, p. 205-206), ils définissent le conservatisme comptable comme :

« la tendance du comptable à publier, parmi les différentes alternatives possibles, la valeur la plus faible pour les actifs et la valeur la plus élevée pour les passifs. Les revenus doivent être enregistrés le plus tard possible et les pertes le plus tôt possible »<sup>10</sup> [Trad].

En France, contexte de notre réflexion, le conservatisme comptable a été préconisé par plusieurs textes (voir appendice B).

#### - Les sources du conservatisme comptable

---

<sup>9</sup> Traduction libre : « *implies that preferably the lowest values of assets and revenues and the highest values of liabilities and expenses should be reported* ».

<sup>10</sup> Traduction libre : « *Conservatism means that the accountant should report the lowest value among the possible alternative values for assets and the highest alternative value for liabilities. Revenues should be recognized later rather than sooner and expenses sooner than later* ».

Dans leur étude portant sur l'évaluation de la puissance et de la fiabilité de la mesure du conservatisme comptable développé par Basu (1997), Givoly, Hayn et Natarajan (2007) ont identifié trois sources (voir appendice C) du conservatisme comptable à savoir :

- L'incapacité du système de *reporting* financier à prendre en compte la valeur actuelle nette positive des projets et l'accroissement de la juste valeur des actifs comparativement à leur valeur comptable nette ;
- La réduction de l'importance des actifs qui apparaissent dans le bilan de la firme et ;
- Une prise en compte plus rapide des pertes relativement aux profits.

Givoly, Hayn et Natarajan (2007) soutiennent que le conservatisme comptable serait la résultante de l'application du principe du coût historique, des choix de méthodes comptables et des estimations en respect avec ce principe et de l'asymétrie quant aux règles de prise en compte des pertes et des profits. Ils affirment que c'est au niveau de l'application du principe du coût historique que les normalisateurs comptables et les régulateurs jouent un rôle central notamment en prescrivant certaines méthodes comptables et aussi en choisissant des méthodes et des estimations qui respectent ce principe. À contrario, leur rôle serait moindre quant au moment de comptabilisation des pertes et des profits.

### 1.3.2 Le concept de la juste valeur

La norme IFRS 13<sup>11</sup> « Évaluation de la juste valeur », qui a été publiée en mai 2011 et qui est applicable pour les exercices ouverts à compter du 1er janvier 2013, définit la juste valeur comme : « le prix qui serait reçu pour la vente d'un actif ou payé pour le transfert d'un passif dans le cadre d'une transaction normale conclue entre des intervenants du marché à la date de l'évaluation ».

S'agissant du calcul de la juste valeur, cette dernière est déterminée soit sur la base de données externes et elle correspond à la valeur du marché s'il est liquide (*Mark to market*), soit elle est calculée sur la base de modèles mathématiques sophistiqués (*Mark to model*). Il s'en suit

---

<sup>11</sup> IASB, "Fair value measurement", IFRS 13, may 2011, p. 109, [www.iasb.org](http://www.iasb.org)

que la détermination de la juste valeur est fondée sur l'hypothèse d'efficience des marchés. Cela suppose que les acteurs du marché sont rationnels et bien informés et également qu'ils disposent gratuitement et instantanément de l'information financière. De nombreux auteurs contestent cette hypothèse, car « les prix déterminés par les marchés correspondent plutôt à des conventions temporaires et souvent instables, liées à la psychologie des marchés » (Plihon, 2007, p. 79).

Aussi, et contrairement au coût historique, la juste valeur ne dépend pas à priori des choix comptables des dirigeants. Au contraire, elle est tributaire des fluctuations boursières vu qu'elle fait appel à des modèles de valorisation qui reposent sur une actualisation des flux financiers futurs. Dans ce sens, Casta (2003, p. 9) soutient que : « l'évaluation à la juste valeur fournirait une information qui intègre, par construction, les tendances de marché. Elle serait donc en parfaite adéquation avec les méthodes d'évaluation utilisées par les investisseurs pour prévoir les cash-flows futurs ». Ainsi, l'usage de la juste valeur permet de rapprocher la comptabilité à la finance (Disle et Noël, 2007).

Toutefois, il convient de souligner que l'utilisation de la juste valeur n'est préconisée que par certaines normes, à savoir : la norme IAS 16 « Immobilisations corporelles », la norme IAS 37 « Provisions, passifs éventuels et actifs éventuels », la norme IAS 38 « Immobilisations incorporelles », la norme IAS 39 « Instruments financiers », la norme IAS 40 « Immeubles de placement », la norme IAS 41 « Agriculture », la norme IFRS 2 « Paiement fondé sur des actions » et la norme IFRS 3 « Regroupement d'entreprises ».

### 1.3.3 Les effets de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable

Ce paragraphe traite des effets à attendre, sur le conservatisme comptable, de l'adoption des normes IFRS en France. Plusieurs éléments permettent de justifier le faible niveau de conservatisme comptable au motif que le nouveau cadre conceptuel de l'IASB ne reprend pas et ne définit par le conservatisme comptable (Obert, 2011).

Ces éléments incluent l'évaluation à la juste valeur qui remet en cause le principe du coût historique (Demaria et Dufour, 2007). En effet, le recours à juste valeur autoriserait la distribution de plus-values latentes, dont la réalisation future est incertaine. Néanmoins, il convient de noter, à ce niveau, que l'entreprise ne peut distribuer qu'une fraction des bénéfices sous forme de dividendes. En outre et dans le but d'assurer la stabilité du résultat net dans le temps, les normes

IFRS préconisent la comptabilisation des plus-values latentes parmi les autres éléments du résultat global (*other comprehensive income*) (Ramond, Batsch et Casta, 2007). Par ailleurs ne sont comptabilisées en résultat net que les plus-values latentes constatées sur les actifs liquides qui sont évalués à la juste valeur.

Aussi, Colmant (2001, p. 56) souligne que le recours à la juste valeur tend « à refléter, dans le compte de résultats et dans les fonds propres de l'entreprise, une mesure de l'enrichissement ou de l'appauvrissement de ses actionnaires, indépendamment de la sortie du patrimoine bilantaire des postes concernés ».

Cela explique pourquoi la juste valeur a suscité, en France, des critiques virulentes et une répulsion quasi totale aussi bien chez les praticiens, chez les académiciens que chez les politiciens. Capron (2007, p. 88) soutient que la conséquence de la mise en œuvre de la juste valeur « est de battre en brèche le principe de prudence ». Aussi, Richard (2005) reproche à l'IASB d'avoir altéré le conservatisme comptable au motif qu'« il n'exprime plus l'obligation de prendre en compte des pertes potentielles et d'exclure des profits possibles, mais la simple contrainte d'inclure un certain degré de précaution dans l'exercice du jugement lors des estimations ». Ce dernier se questionne « la voie serait-elle ouverte vers le principe d'imprudence ? ». Enfin, Capron (2007) considère l'application du principe de la juste valeur comme « la principale rupture avec le système continental ».

En plus de l'évaluation à la juste valeur, d'autres éléments permettent de justifier les inquiétudes formulées à l'encontre du référentiel international. Ces derniers incluent :

- Le cas du goodwill : Selon l'IAS 36, l'amortissement du goodwill, constaté au moment de l'entrée d'une entreprise dans le groupe, est remplacé par un test de dépréciation effectué au moins une fois par an. Ce test permet de constater les éventuelles dépréciations si la valeur comptable du goodwill est devenue supérieure à sa valeur recouvrable. En revanche, en normes françaises le goodwill faisait l'objet d'un amortissement sur une durée fixée par le groupe.
- Les frais de recherche et développement : le Règlement CRC-04-06 spécifie que les dépenses de recherche doivent être enregistrées en charges. En revanche, les dépenses de développement ne sont activées que si elles ne remplissent pas certaines conditions. Il en

est de même de la norme IAS 38 qui permet la capitalisation des frais de développement lorsque six conditions spécifiques sont rencontrées.

Au final, les éléments développés ci-dessus laisse présager une baisse du conservatisme comptable à la suite de l'adoption des normes IFRS.

Ce chapitre avait pour but à la fois d'être introductif et de soulever certains signes précurseurs d'une diminution du niveau du conservatisme comptable en France à la suite de l'adoption des normes internationales d'information financière.

Dans le chapitre qui suit, nous proposons une revue de littérature des études empiriques qui ont porté sur l'examen de l'influence des facteurs institutionnels et organisationnels sur le conservatisme comptable. Nous montrons que la pratique du conservatisme comptable est plus élevée dans les pays anglo-saxons, et ce, en raison notamment de la plus grande protection légale aux investisseurs.

## CHAPITRE II

### REVUE DE LITTÉRATURE ET HYPOTHÈSES DE RECHERCHE

Les recherches empiriques qui ont porté sur le conservatisme comptable sont nombreuses. Ainsi, certaines se sont intéressées à l'évolution de la pratique du conservatisme à travers le temps (Basu, 1997 ; Givoly et Hayn, 2000 ; Grambovas, Giner et Christodoulou, 2006 ; Holthausen et Watts, 2001 ; Raonic, McLeay et Asimakopoulos, 2004 ; Ryan et Zarowin, 2003 ; Sivakumar et Waymire, 2003), à la variabilité du niveau du conservatisme entre les trimestres (Basu, Hwang et Jan, 2001a), à la disparité du niveau du conservatisme entre les pays et les régimes légaux (Ball, Kothari et Robin, 2000 ; Ball, Robin et Sadka, 2008 ; Ball, Robin et Wu, 2003 ; Bushman et Piotroski, 2006 ; Garcia Lara, Garcia Osma et Mora, 2005 ; Gassen, Fulbier et Sellhorn, 2006 ; Giner et Rees, 2001 ; Grambovas, Giner et Christodoulou, 2006 ; Huijgen et Lubberink, 2005 ; Kwon, Yin et Han, 2006 ; Pope et Walker, 1999), à la relation entre le conservatisme et certains mécanismes de gouvernement d'entreprise (Ahmed et Duellman, 2007 ; Ahmed et Henry, 2012 ; Beeks, Pope et Young, 2004 ; Garcia Lara, Garcia Osma et Penalva, 2007, 2009) et à la disparité du niveau du conservatisme entre les firmes ou les secteurs d'activité (Ball et Shivakumar, 2005 ; Basu, 1997 ; Chandra, Wasley et Waymire, 2004 ; Huijgen et Lubberink, 2005 ; Kwon, Yin et Han, 2006).

Plus récemment, et avec l'adoption du référentiel international, nombreuses sont les études qui se sont penchées sur l'évolution du conservatisme comptable (Ahmed, Neel et Wang, 2013 ; André et Filip, 2011 ; Brouwer, 2007 ; Garcia Lara, Rueda Torres et Vazquez Veira, 2008 ; Hung et Subramanyam, 2007 ; Kaytmaz Balsari, Ozkan et Durak, 2010 ; Piot, Dumontier et Janin, 2010).

C'est dans cette dernière lignée de recherche que s'inscrit la présente étude. En effet, nous nous intéressons à l'évolution du niveau du conservatisme comptable à la suite de l'adoption

du référentiel IFRS, notamment dans le contexte français, et ce, en tenant en compte certains facteurs organisationnels, à savoir : la taille et l'endettement.

Ce chapitre propose une revue de la littérature traitant de la contingence du conservatisme comptable. Nous commençons par proposer une revue des études qui ont porté sur l'influence de certains facteurs institutionnels sur la pratique du conservatisme comptable. Par la suite, nous proposons une revue des recherches qui ont porté sur l'étude de l'influence de certains facteurs organisationnels sur la pratique du conservatisme comptable.

## 2.1 L'influence des facteurs institutionnels sur le niveau du conservatisme comptable

Plusieurs études empiriques ont été réalisées afin d'analyser les différences internationales du niveau du conservatisme comptable et ont démontré qu'il représente l'une des principales sources des différences entre les propriétés des résultats comptables. Dans ce qui suit, nous allons passer en revue les études qui se sont intéressées à l'influence des principaux facteurs institutionnels, à savoir : l'origine légale, la réglementation financière et la réglementation comptable.

### 2.1.1 L'influence du régime légal sur le niveau du conservatisme comptable

La littérature qui s'est intéressée à l'analyse des différences internationales des niveaux du conservatisme comptable porte sur la comparaison des modèles comptables des pays anglo-saxons (*common law*) avec ceux des pays de droit civil. Dans ce qui suit, nous allons nous limiter aux études les plus citées dans la littérature.

Ball, Kothari et Robin (2000) ont analysé les effets des caractéristiques institutionnelles internationales sur la rapidité de divulgation de l'information (*timeliness*) et sur le niveau du conservatisme comptable. Ils se sont intéressés à l'étude de l'étendue de l'influence politique sur la comptabilité. Les auteurs considèrent l'influence politique, qui se manifeste *via* l'origine légale et le modèle de gouvernement d'entreprise, comme la variable institutionnelle principale. Ils distinguent deux catégories de pays, à savoir : les pays anglo-saxons et les pays de droit civil. En se basant sur un échantillon international durant la période de 1985-1995, les auteurs trouvent que les firmes des pays de droit codifié affichent un niveau de conservatisme comptable plus faible

comparativement aux firmes des pays de *common law*. Ils attribuent cela à la forte intensité de protection des investisseurs qui caractérisent les pays de *common law*.

Dans une deuxième étude, qui se veut complémentaire à l'étude de Ball, Kothari et Robin (2000), Ball, Robin et Wu (2003) ont examiné les différences entre les niveaux du conservatisme comptable entre trois groupes de pays. Un premier groupe est composé de quatre pays asiatiques (Hong Kong, la Malaisie, Singapour et la Thaïlande) appliquaient des normes comptables qui s'apparentent à celles des pays anglo-saxons. Un deuxième groupe englobe les pays de droit civil et un troisième et dernier groupe est composé des pays de *common law*. Ainsi, malgré le fait que les normes comptables qui sont en vigueur dans les pays asiatiques soient très proches de celles des pays anglo-saxons, Ball, Robin et Wu (2003) ont constaté que ces derniers affichent des niveaux de conservatisme comptable très proches de ceux des pays de droit civil (les  $R^2$  ajustés respectifs sont de 10,62 % et 7,18 %).

Dans le même esprit que Ball, Kothari et Robin (2000) et Ball, Robin et Wu (2003), Bushman et Piotroski (2006) ont étudié l'influence du régime légal sur la pratique du conservatisme comptable. Pour ce faire et en se basant sur un échantillon de 38 pays, ils ont identifié deux dimensions du régime légal, à savoir : l'efficacité de la mise en application des lois qui protègent les intérêts des investisseurs et l'impartialité du système judiciaire. Les auteurs constatent que les pays de *common law* offrent une meilleure protection aux investisseurs, et ce, pareillement à Ball, Kothari et Robin (2000). Ils ont constaté que le niveau du conservatisme comptable est plus prononcé que dans les pays de *common law*.

Au niveau européen, Raonic, McLeay et Asimakopoulos (2004) ont examiné l'influence du système judiciaire sur le niveau du conservatisme comptable. Ainsi, les auteurs se sont intéressés à la mise en application des lois qu'ils ont mesurée par l'efficacité du système judiciaire. Raonic, McLeay et Asimakopoulos (2004) ont constaté que plus la qualité du système judiciaire est élevée, plus le niveau du conservatisme comptable est élevé.

À la lumière de ce qui précède, nous constatons que le modèle comptable des pays anglo-saxons devrait se traduire théoriquement par un plus faible niveau de conservatisme comparativement à celui des pays de droit civil. Cela est dû au fait que leur modèle comptable est tourné vers les actionnaires et privilégié, par voie de conséquence, l'utilisation de la juste valeur

comme base d'évaluation. Toutefois, les instances juridiques de ces pays s'attachent à la protection des actionnaires. Ce qui explique un plus haut niveau de conservatisme comptable dans ces pays sur le plan pratique. Ainsi, nous pouvons avancer que l'utilisation dans les pays de l'Europe continentale du principe du coût historique ne peut garantir un niveau élevé de conservatisme comptable souhaité, car les systèmes juridiques de ces pays offrent un faible niveau de protection aux actionnaires ce qui ouvre la voie aux manipulations comptables comme le montre l'étude de Leuz, Nanda et Wysocki (2003).

### 2.1.2 L'influence des marchés financiers sur le niveau du conservatisme comptable

Le niveau du conservatisme comptable varie également en fonction du type de propriété des capitaux propres (sociétés ouvertes versus sociétés fermées) et aussi en fonction des places boursières. Ainsi, dans le contexte britannique, Ball et Shivakumar (2005) ont procédé à une comparaison entre le niveau du conservatisme comptable des firmes cotées et celui des firmes non cotées et ont trouvé que les firmes non cotées affichent un niveau plus faible de conservatisme comptable comparativement aux firmes cotées, et ce, malgré le fait qu'elles soient soumises aux mêmes règles comptables. Ils attribuent cette différence à la demande du marché qui déterminerait les principales propriétés que devrait revêtir l'information financière publiée par les firmes cotées. Les auteurs avancent que la faible qualité de l'information financière caractérisant les firmes fermées ne représenterait pas une défaillance de l'offre, mais plutôt un résultat optimal.

De même, dans le contexte américain, Givoly, Hayn et Katz (2010) constatent que le niveau du conservatisme comptable est plus prononcé dans les firmes cotées comparativement aux firmes fermées. Quant à Huijgen et Lubberink (2005), ils trouvent que les firmes britanniques qui sont cotées sur le marché américain, où les poursuites judiciaires sont courantes, affichent un niveau de conservatisme comptable supérieur à celui de leurs homologues qui sont cotés uniquement sur le marché britannique.

Aussi, à l'instar de La Porta, Lopez-de-Silanes et Schleifer (2003), Bushman et Piotroski (2006) ont évalué l'appréhension de la réglementation des marchés financiers, et ce, en prenant en compte le niveau de l'application publique et de l'application privée des réglementations financières. Par la suite, et après avoir contrôlé l'origine légale des pays, ils ont constaté que le

conservatisme comptable est plus durable dans les pays qui sont caractérisés par un système judiciaire de qualité et une application publique rigoureuse des lois sur les marchés financiers.

Au niveau européen, Raonic, McLeay et Asimakopoulos (2004) se sont intéressés à l'étude de l'influence des caractéristiques des marchés de cotation sur la rapidité de publication des informations financières et le niveau du conservatisme comptable. Les auteurs se sont basés sur un échantillon de treize pays européens pendant la période 1987-1999. Pour ce faire, ils ont pris en compte les pressions subies par les firmes lors d'une cotation à l'étranger qu'ils ont jaugées par l'intensité de la capitalisation boursière du marché, par le nombre de firmes cotées et par la fréquence des nouveaux appels publics à l'épargne. Ils ont constaté que les niveaux du conservatisme comptable changent en fonction du pays de domiciliation et du marché de cotation. Ainsi, et pour ce qui est du niveau du conservatisme en fonction du pays de domiciliation, l'Irlande occupe le premier rang. Quant au marché de cotation, la bourse de New York affiche le plus haut niveau de conservatisme comptable. Ils concluent que le niveau du conservatisme comptable est insensible à la taille du marché.

Enfin, dans le contexte français, Ding et Stolowy (2006) se sont penchés, entre autres, sur l'étude de la relation entre le conservatisme comptable et la réglementation financière, appréhendée par la cotation sur des places boursières étrangères. Ding et Stolowy (2006), en se basant sur la seule année 1999, ont constaté que les firmes qui se basent sur le marché domestique pour leur financement affichent un niveau de conservatisme comptable supérieur à celui des firmes qui sont cotées sur plusieurs places financières.

À lumière des résultats des études empiriques qui se sont penchés sur l'étude de l'influence des marchés financiers sur le niveau du conservatisme comptable, on constate que ce sont les firmes cotées en bourse qui pratiquent un niveau élevé de conservatisme comptable. Aussi, on remarque que le conservatisme comptable est pratiqué d'une manière prononcée dans les pays qui sont caractérisés par un système judiciaire de qualité et sur les places boursières caractérisées par une application rigoureuse des lois.

### 2.1.3 L'influence du référentiel comptable sur le niveau du conservatisme comptable

À l'heure actuelle et à la suite de l'adoption obligatoire du référentiel international par plusieurs pays, les études portant sur l'analyse de l'effet de cette adoption sur le conservatisme comptable se sont multipliées.

En utilisant le modèle de Givoly et Hayn<sup>12</sup> (2000), Brouwer (2007) s'est intéressé à l'examen de l'évolution du degré du conservatisme comptable dans 25 pays européens qui utilisent différents jeu de normes comptables, et ce, durant la période de 1991-2005. Ainsi, et à la suite de l'adoption obligatoire des normes IFRS, Brouwer (2007) ne décèle aucune atténuation de la divergence qui caractérise le niveau du conservatisme comptable entre les pays étudiés. Il affirme que l'adoption d'un même jeu de normes comptables ne permet pas d'harmoniser les pratiques comptables en matière de conservatisme et note que la difficulté de mesure de l'impact de l'adoption des normes internationales d'information financière sur le conservatisme comptable est due à l'interférence avec d'autres facteurs économiques externes. Toutefois, il convient de souligner à ce niveau que les résultats de l'étude de Brouwer (2007) ne permettent pas de tirer de conclusions, et ce, notamment en raison de la prise en compte d'une seule année.

Quant à Garcia Lara, Rueda Torres et Vazquez Veira (2008), ils ont analysé l'influence de l'adoption volontaire des normes internationales d'information financière sur le niveau du conservatisme comptable durant la période 1994-2003. En utilisant le modèle de Basu (1997), les auteurs ont procédé à la comparaison du niveau du conservatisme comptable par groupe de firmes/pays selon qu'elles appliquaient ou non les normes IAS. Pour ce faire, les auteurs ont procédé à plusieurs tests statistiques portant sur plusieurs groupes de pays. Ainsi, et à la suite de l'adoption volontaire du référentiel international, Garcia Lara, Rueda Torres et Vazquez Veira (2008) ont trouvé que le niveau du conservatisme comptable a augmenté en Australie et dans les pays de l'Europe continentale (l'Allemagne, la Belgique, la France, l'Espagne, l'Italie et la

---

<sup>12</sup> Le modèle de Givoly et Hayn (2000) se base sur les *accruals* et il est composé d'une régression et de quatre mesures du conservatisme comptable. Ces mesures sont : l'accumulation des régularisations hors exploitation (*accumulation of non-operating accruals*), le différentiel de prise en compte des bonnes et des mauvaises nouvelles au niveau du résultat (*differential timeliness of earnings with respect to bad and good news*), la distribution asymétrique des résultats (*skewness of earnings*) et le ratio cours/valeurs comptable.

Suisse), et ce, d'une manière plus prononcée que dans le reste du monde. Ils imputent l'augmentation du niveau du conservatisme comptable à trois facteurs, à savoir : l'utilisation de la norme « IAS 16 : Immobilisations corporelles » conduisant à un affaiblissement du conservatisme comptable, la cotation des firmes européennes sur d'autres places financières plus développées et leurs expositions à d'autres pressions réglementaires.

Aussi, dans une étude récente, Piot, Dumontier et Janin (2010) se sont penchés sur l'examen de l'effet de l'adoption du référentiel international sur le niveau du conservatisme comptable. Ainsi, sur la base d'un échantillon final étant composé de 5 464 firmes provenant de 22 pays européens durant la période 2001-2008, les auteurs ont constaté une baisse du niveau du conservatisme comptable à la suite de l'adoption du référentiel international. En effet, l'augmentation de la rapidité de reconnaissance des bonnes nouvelles pour les firmes qui ont adopté le référentiel IFRS en 2005 a augmenté de 247 % alors que la rapidité de reconnaissance des mauvaises nouvelles a baissé de 34 %. En ce qui concerne l'origine légale, ce sont les firmes des pays de droit scandinave qui ont connu la baisse la plus prononcée de conservatisme comptable et elles sont suivies par les firmes des pays de droit français.

Dans le même esprit que l'étude de Piot, Dumontier et Janin (2010), André et Filip (2011) se sont attachés à l'étude de l'effet de l'adoption du référentiel international sur le niveau du conservatisme comptable. Toutefois, les auteurs, contrairement à Piot, Dumontier et Janin (2010), se sont concentrés sur l'examen du niveau du conservatisme comptable à la suite de l'adoption obligatoire du référentiel international en Europe. La particularité de leur recherche réside dans l'étude de la versatilité de l'effet de l'adoption obligatoire du référentiel international en fonction de cinq facteurs institutionnels, à savoir :

- Les incitatifs légaux ;
- Les niveaux de gouvernance ;
- La rigueur de la mise en application des lois ;
- La conformité entre les anciennes normes comptables et les normes IFRS ;
- La conformité fiscal-comptable.

André et Filip (2011) ont constaté une baisse remarquable du niveau du conservatisme comptable après l'adoption obligatoire du référentiel international. Cette baisse est enregistrée par les pays de droit codifié, par les pays de droit français, par les pays de droit germanique et également par les pays caractérisés par une économie fermée et des marchés financiers peu développés, et ce, compte non tenu de la rigueur quant à l'application de la loi. La même tendance est observée pour les différentes classifications retenues concernant les niveaux de gouvernance et la mise en application des lois. Au final, et pour ce qui a trait à la conformité fiscal-comptable, les auteurs ont remarqué une diminution du niveau du conservatisme comptable pour les pays où le rapprochement entre la comptabilité et la fiscalité est très prononcé.

Enfin, dans le contexte turc, Kaytmaz Balsari, Ozkan et Durak (2010) ont examiné l'impact de l'adoption du référentiel international sur le niveau de la rapidité de divulgation et du conservatisme comptable pour l'ensemble des firmes cotées à la bourse d'Istanbul (*Istanbul Stock Exchange*) durant la période 1992-2008. Il convient de souligner que la Turquie, pareillement à l'Allemagne et à la France, est un pays de droit codifié caractérisé par une régulation comptable partenariale, un conservatisme prégnant et une forte connexion fiscal-comptable. L'usage de la juste valeur représente une innovation majeure pour la pratique comptable turque. Les auteurs ont trouvé que le niveau de la rapidité de divulgation et le niveau de conservatisme comptable ont augmenté avec l'application des normes IFRS en Turquie à compter de 2005.

Dans le contexte français, objet de notre recherche et caractérisé par la prédominance de l'évaluation au coût historique, l'adoption du référentiel international a suscité des remue-ménages aussi bien parmi les universitaires, les professionnels que les hommes politiques. Cela est dû, notamment, au recours à la juste valeur comme critère d'évaluation. Ainsi, la juste valeur (*fair value*) met à mal le conservatisme comptable qui est l'une des principales caractéristiques du modèle comptable français. Ainsi, Ding et Stolowy (2006) se sont penchés sur l'étude du niveau de rapidité de divulgation de l'information financière et du conservatisme comptable durant la période 1990-1999 et ont constaté une tendance à la hausse du conservatisme comptable, et ce, malgré la baisse enregistrée durant la période 1997-1999. Ces résultats confortent ceux obtenus par Ball, Kothari et Robin (2000) et Giner et Rees (2001).

Néanmoins, il convient de souligner à ce niveau que l'usage de la juste valeur n'est pas généralisé et que son application est limitée seulement à certaines normes (voir appendice D).

En conséquence, on peut s'attendre à observer une baisse du niveau du conservatisme comptable à la suite de l'adoption du référentiel international en France. On peut déduire l'hypothèse suivante :

*Hypothèse H<sub>1</sub> : Le niveau du conservatisme comptable pratiqué par les firmes françaises a baissé durant la période 2005-2009 comparativement à la période 2000-2004.*

## 2.2 L'influence des facteurs organisationnels sur le niveau du conservatisme comptable : le point de vue de la théorie politico-contractuelle

Si l'influence des facteurs institutionnels sur le niveau du conservatisme comptable permet d'expliquer les disparités inter-pays, les disparités interentreprises sont eux dû à l'influence exercée par les facteurs organisationnels tels que la taille de la firme (Ball et Shivakumar, 2005 ; Ding et Stolowy, 2006 ; Hamdan, Abzakh et Al-Ataibi, 2011) et le niveau d'endettement (Ding et Stolowy, 2006 ; Huijgen et Lubberink, 2005).

Proposer une lecture théorique de l'influence des facteurs organisationnels sur le niveau du conservatisme comptable dans le prisme de la théorie politico-contractuelle<sup>13</sup>, permet de comprendre la pratique du conservatisme comptable eu égard aux coûts contractuels et politiques de la firme.

En utilisant les apports de la théorie de l'agence et de la théorie de la régulation et en se basant sur une approche empirique, Watts et Zimmerman (1978) de formation économique et professeurs à l'université de Rochester, ont fait émerger une nouvelle théorie en l'occurrence la théorie politico-contractuelle. Ils démontrent comment l'approche principal-agent et les coûts politiques influencent les choix comptables des entreprises.

---

<sup>13</sup> Il convient de souligner à ce niveau l'existence d'une confusion entre la théorie positive de la comptabilité et la théorie politico-contractuelle (Jeanjean, 2005 ; Jeanjean et Ramirez, 2008 ; Tremblay, Cormier et Magnan, 1993). Ainsi, la théorie positive de la comptabilité inclut deux courants (Tremblay, Cormier et Magnan, 1993): un premier courant portant sur l'étude du contenu informationnel des données comptables dans le cadre de l'hypothèse des marchés efficients (Beaver, 1968 ; Brookfield et Morris, 1992 ; Cready et Mynatt, 1991) et un deuxième courant reposant sur l'étude des déterminants contractuels, économiques et politiques des choix comptables effectués par les firmes. Ce courant est appelé théorie politico-contractuelle et initié par Watts et Zimmerman (1978).

Dans un article publié en 1990 et intitulé « *Positive Accounting Theory : A ten Year perspective* », Watts et Zimmerman ont identifié trois hypothèses permettant d'expliquer et de prédire les choix comptables des firmes. Les deux premières relèvent de la théorie de l'agence et la dernière de la théorie de la réglementation. Ces hypothèses sont :

– L'hypothèse des contrats de rémunération

« *Ceteris paribus*, les managers des firmes qui bénéficient de primes d'intéressement ont davantage tendance à choisir les procédures comptables qui reportent le résultat des périodes futures vers la période actuelle. »<sup>14</sup> [trad.] (Watts et Zimmerman, 1986, p. 208). Selon cette hypothèse, les mécanismes de rémunération et d'intéressement des dirigeants conditionnent le choix des méthodes comptables. Ainsi, les dirigeants dont les rémunérations sont partiellement ou totalement indexées sur les bénéfices comptables sont plus enclins à choisir les méthodes comptables qui augmentent lesdits bénéfices.

– L'hypothèse des contrats d'endettement

« *Ceteris paribus*, plus le ratio dette sur fonds propres d'une firme est élevé, plus elle sera tentée de choisir les méthodes comptables qui reportent les profits des périodes futures vers les périodes actuelles. »<sup>15</sup> [Trad.] (Watts et Zimmerman, 1986, p. 216). Pour justifier l'élaboration des clauses contractuelles d'endettement, Jensen et Meckling (1976) suggèrent que ces dernières permettent de résoudre deux types de conflits d'agence, à savoir: les conflits d'agence entre les actionnaires et les créanciers et les conflits d'agence entre les anciens et les nouveaux créanciers. En d'autres termes, ces clauses permettent d'esquiver les transferts de richesse aussi bien des créanciers vers les actionnaires que des anciens créanciers vers les nouveaux créanciers (Jeanjean, 2005).

---

<sup>14</sup> Traduction libre : « *Ceteris paribus, managers of firms with bonus plans are more likely to choose accounting procedures that shift reported earnings from future periods to the current period.* ».

<sup>15</sup> Traduction libre : « *Ceteris paribus, the larger a firm's debt/equity ratio, the more likely the firm's manager is to select accounting procedures that shift reported earnings from future periods to the current period.* ».

– L'hypothèse des coûts politiques

« Ceteris paribus, plus une firme est grande, il est plus vraisemblable que les dirigeants choisissent des méthodes comptables qui reportent les profits de la période actuelle vers des périodes futures. »<sup>16</sup> [Trad.] (Watts et Zimmerman, 1986, p. 235). L'hypothèse de la taille, appelée également hypothèse des coûts politiques, découle de la thèse de l'école *public choice* et plus précisément de Posner (1974). Watts et Zimmerman (1978) considèrent comme coûts politiques l'intervention des hommes politiques dans le transfert des richesses. Afin de gagner une élection et convaincre une proportion plus large d'électeurs, les hommes politiques imposent les entreprises qui sont politiquement visibles soit en raison de leurs rentabilités soit en raison de leurs comportements (Jeanjean, 2005). Watts et Zimmerman (1986) considèrent la taille comme un indicateur de coûts politiques. Ainsi, plus la firme est de grande taille, plus importants sont ses coûts politiques.

Raffournier (1990) affirme que les grandes entreprises optent pour les méthodes comptables qui leur permettent de réduire leurs résultats, et ce, afin de réduire leur visibilité politique qui pourrait se traduire par l'augmentation des taux d'imposition et la promulgation de lois contraignantes.

C'est ce courant théorique qui permet d'expliquer les choix comptables des dirigeants et, par voie de conséquence, la pratique du conservatisme comptable. En effet, le conservatisme comptable, via la comptabilisation rapide des pertes et le report de la comptabilisation des profits jusqu'à leurs réalisations effectives, permet aux entreprises de réduire leur résultat et donc leur visibilité politique et leur permet également d'augmenter l'efficacité des contrats d'endettement.

---

<sup>16</sup> Traduction libre : « *Ceteris paribus, the larger the firm, the more likely the manager is to choose accounting procedures that defer reported earnings from current to future periods.* ».

### 2.2.1 L'influence de la taille sur le niveau du conservatisme comptable

Les résultats des études empiriques qui se sont penchées sur l'examen de l'impact de la taille sur la pratique du conservatisme comptable sont ambigus. Lafond et Watts (2008) avancent trois raisons permettant d'expliquer l'influence de la taille sur le niveau du conservatisme comptable, à savoir : les coûts politiques, l'effet du résultat global et des rendements relatifs à plusieurs projets et plusieurs secteurs d'activités et enfin l'asymétrie d'information. Lafond et Watts (2008) et Khan et Watts (2009) affirment que selon l'hypothèse des coûts politiques, les grandes entreprises ont tendance à pratiquer le conservatisme comptable à un niveau supérieur à celui des petites entreprises.

Ainsi, selon l'hypothèse des coûts politiques, Jensen et Meckling (1976) et Watts et Zimmerman (1986) suggèrent que les coûts politiques supportés par les grandes firmes sont considérables comparativement à ceux supportés par les petites firmes. Leurs résultats comptables, en valeur absolue et non en valeur relative, suscitent les convoitises des politiciens. Aussi, la taille de la firme est souvent utilisée comme une variable substitutive («*proxy*») de ses coûts politiques (Zimmerman, 1983), et ce, même si elle fait l'objet de nombreuses critiques (Watts et Zimmerman, 1986). Conséquemment, et afin de réduire la visibilité de leur firme, les managers des grandes firmes sont plus enclins à choisir des méthodes comptables permettant de réduire le résultat comptable et donc le niveau du conservatisme comptable des grandes entreprises est supérieur à celui des petites entreprises.

En revanche, les hypothèses de l'agrégation des résultats et de l'asymétrie d'information laissent présager une pratique moins prononcée du conservatisme comptable par les grandes entreprises. Ainsi, partant de l'hypothèse d'asymétrie d'information, Khan et Watts (2009) soutiennent qu'il est plus probable que les grandes entreprises soient plus matures et qu'elles aient une information bien plus riche sur leur environnement notamment en raison d'un suivi minutieux par les analystes. Cela se traduit par la réduction de l'incertitude globale et la diminution de l'asymétrie d'information liées à la probabilité de réalisation des bénéfiques projetés. En effet, les études empiriques montrent que l'asymétrie d'information est plus prononcée dans les petites entreprises que dans les grandes entreprises (Easley et al., 2002 cité par Khan et Watts, 2009), et ce, malgré le fait que les grandes entreprises soient amenées à exécuter des opérations complexes et qu'elles œuvrent dans plusieurs secteurs d'activité. Par

conséquent, la demande du conservatisme comptable pour des motifs contractuels est plus faible dans les grandes entreprises que dans les petites entreprises.

S'agissant de l'hypothèse de l'agrégation des résultats, Khan et Watts (2009) affirment que les grandes entreprises, qui disposent de plusieurs divisions, sont plus susceptibles de regrouper les pertes et les bénéfices de l'ensemble de leurs divisions et d'avoir de nombreux comptes et de nombreux fonds via lesquels elles peuvent se livrer à des regroupements de résultats et réduire, par voie de conséquence, leurs charges fiscales. Aussi, plusieurs grandes entreprises choisissent d'implanter leurs filiales dans des pays où les États leur offrent une plus grande flexibilité fiscale. Cela leur permet de procéder à des transferts et des attributions en vue de réduire leurs charges d'impôt. Il s'ensuit que les motifs fiscaux ne constituent par un argument valable pour une pratique plus prononcée du conservatisme comptable par les grandes entreprises.

Toutefois, si l'on se base sur le risque de poursuites judiciaires, les chercheurs ne sont pas unanimes quant au sens de la variation du niveau du conservatisme comptable en fonction de la taille de l'entreprise. Ding et Stolowy (2006) expliquent le haut niveau de conservatisme comptable des petites entreprises par le fait que ces dernières, et comparativement aux grandes entreprises, sont moins diversifiées et leurs bénéfices sont susceptibles d'être plus variables. Cela se traduit par des rendements plus volatiles ce qui les rend plus susceptibles de subir des pertes. Cela se traduit sur le plan comptable par la constatation de dépréciations importantes, car les auditeurs et/ou les managers ne veulent pas s'exposer à des risques de responsabilité légale. Néanmoins, Ding et Stolowy (2006) affirment que les arguments avancés sont surtout valides pour les pays dont le système financier est basé sur les marchés. En revanche, ces arguments ne sont pas valides pour les pays de droit civil où les recours des actionnaires minoritaires sont rares (Basu, 2001). Quant à Khan et Watts (2009), ils suggèrent que le risque de poursuite judiciaire incite les grandes entreprises à avoir une pratique prononcée du conservatisme comptable, et ce, notamment en raison de l'importance des indemnités qu'elles auront à payer.

Les résultats des études empiriques montrent que le niveau de pratique du conservatisme comptable est plus élevé dans les petites entreprises. Ainsi, dans le contexte américain Basu, Hwang et Jan (2001a), Basu, Hwang et Jan (2001b) et Ryan et Zarowin (2003) et LaFond et Watts (2008) ont trouvé que les grandes firmes sont moins conservatrices que les petites.

De même, dans le contexte français, Ding et Stolowy (2006) se sont penchés, entre autres, sur l'étude de l'influence de la taille sur la pratique du conservatisme comptable et ont constaté que, durant la période 1990-1999, les petites entreprises affichent un niveau de conservatisme comptable supérieur à celui des grandes entreprises.

Aussi, dans le contexte koweïtien, Hamdan, Abzakh et Al-Ataibi (2011) ont trouvé que durant l'année 2009, le niveau du conservatisme comptable des petites entreprises est supérieur à celui des grandes entreprises.

Enfin, au niveau européen et à la suite de l'adoption du référentiel international, Brouwer (2007) a remarqué que, durant la période 1991-2005, le niveau de conservatisme comptable des grandes entreprises est inférieur à celui des petites entreprises. Toutefois, l'étude de Brouwer (2007) ne donne aucune indication sur l'intensité de la variation du niveau du conservatisme comptable des grandes et des petites entreprises.

À la lumière de ce qui précède, il appert que les petites entreprises continueront à pratiquer le conservatisme comptable à un niveau plus élevé que celui des grandes entreprises, et ce, nonobstant l'adoption des normes internationales d'information financière. On peut donc faire l'hypothèse suivante :

*Hypothèse H<sub>2</sub> : Il existe une relation entre la variation du niveau du conservatisme comptable à la suite de l'adoption du référentiel international et la taille de l'entreprise.*

## 2.2.2 L'influence de l'endettement sur le niveau du conservatisme comptable

Selon Watts (2003), les revenus des prêteurs et des actionnaires sont asymétriques dans la mesure où ils sont concernés par les valeurs les plus faibles des résultats et de l'actif net. Watts (2003) fait la distinction entre deux situations à savoir : si à la date d'échéance, la valeur de l'actif net de la firme dépasse la valeur nominale du prêt, les prêteurs ne recevront aucune compensation additionnelle. En revanche, si à la date d'échéance, la valeur de l'actif est inférieure à la valeur nominale du prêt, les prêteurs n'auront droit qu'à l'actif net. Aussi, dans le cas extrême de la faillite de l'entreprise, les prêteurs risquent de perdre leur mise de fonds. Ainsi, les contrats d'endettement sont entachés d'incomplétude, car les créanciers ne sont pas en mesure de tout prévoir.

Afin de préserver leurs intérêts et pour asseoir leur décision de prêt, les créanciers se basent sur la procédure de la liquidation ordonnée pour estimer la plus faible valeur actuelle vérifiable de l'actif net (Watts, 2003). Cette même technique est utilisée durant la période du prêt notamment en vue de provoquer le défaut technique de la firme et donc rappeler le prêt (Beneish et Press, 1993 cité par Watts, 2003) et également restreindre toute action managériale susceptible de réduire la valeur de l'actif net de la firme ou celle du crédit (Watts, 2003).

Aussi, des clauses restrictives sont prévues dans les contrats de prêts. Ces dernières représentent un support de garantie ou encore des obligations pour les encours de crédit et limitent les possibilités pour les dirigeants et les autres parties prenantes de maximiser leur propre richesse notamment par le paiement de dividendes de liquidation au détriment des créanciers et de la valeur totale de l'entreprise (Smith et Warner 1979 cités par Watts, 2003). Ces clauses restrictives portent, entre autres, sur la restriction des dividendes, le maintien d'un montant minimum de l'actif net à l'intérieur de la firme ou encore l'interdiction du paiement des dividendes par le recours à l'emprunt (Coulombe et Tondeur, 2001 ; Missonier-Piera, 2005 ; Watts, 2003). Ces clauses reposent sur des ratios calculés à partir de données comptables qui doivent être disponibles à temps pour être en mesure de produire les effets escomptés. Dans ce sens, Watts (2003) souligne que si les données comptables ne sont pas disponibles à temps et qu'elles ne prennent pas en compte l'augmentation de la valeur de l'actif net durant l'année où elle s'est produite, la valeur de la firme sera affectée.

Il s'ensuit qu'aussi bien la procédure de liquidation ordonnée, sur laquelle est basée la détermination de la valeur actuelle de l'actif net, que les clauses restrictives sous-tendent le conservatisme comptable (Colmant, 2006b ; Watts, 2003). En effet, et comme l'affirment Holthausen et Watts (2001) et Watts (2003), le conservatisme comptable, en exigeant la reconnaissance des pertes potentielles et en interdisant la comptabilisation des profits et des actifs intangibles non vérifiables, joue un rôle similaire à celui du liquidateur judiciaire qui procède à la reconnaissance des pertes potentielles avant de procéder à une quelconque distribution, et ce, même à titre provisoire, aux différents ayant droit.

En garantissant que les ressources soient maintenues dans l'entreprise, afin de respecter les engagements de la firme envers les créanciers, le conservatisme améliore l'efficience

contractuelle des contrats d'endettement (Ahmed et Henry, 2012 ; Ball et Shivakumar, 2005 ; Holthausen et Watts, 2001).

Plusieurs études empiriques se sont penchées sur le rôle du conservatisme comptable dans l'amélioration de l'efficacité des contrats d'endettement. Ainsi, dans le contexte américain, Ahmed et al., (2002) ont examiné la pratique du conservatisme comptable par les firmes qui sont confrontées à des conflits entre les actionnaires et les créanciers obligataires concernant leur politique de dividendes. Ils trouvent que les firmes confrontées à de sérieux conflits entre les actionnaires et les obligataires sont celles qui pratiquent un niveau élevé de conservatisme comptable. Aussi, ils constatent que ces firmes ont des coûts de crédit plus faibles et concluent que la pratique du conservatisme comptable permettrait d'améliorer l'efficacité des contrats d'endettement. Enfin, ils trouvent que ce sont les firmes les plus endettées qui pratiquent le conservatisme comptable d'une manière prononcée.

Aussi, Ball et Shivakumar (2005), en étudiant le niveau de conservatisme comptable comme attribut de la qualité des résultats comptables des firmes britanniques cotées et des firmes britanniques non cotées, suggèrent que les contrats d'endettement sont affectés par le conservatisme comptable. Ils affirment que la comptabilisation rapide des pertes permettrait de fournir, en *ex ante*, une information plus précise pour la tarification des crédits. Elle permettrait, ainsi, de déclencher d'une manière rapide les droits relatifs à l'endettement (tel que la révision du taux d'endettement, les restrictions qui portent sur le niveau de l'endettement, sur les projets d'investissement et sur la politique de distribution de dividende) ce qui est de nature à empêcher la violation des clauses basées sur les ratios comptables *ex post*.

Ainsi, et comme l'affirment Khan et Watts (2009), il existe une association positive entre le niveau de l'endettement de l'entreprise et le niveau du conservatisme comptable. En d'autres termes, ce sont les entreprises les plus endettées qui s'adonnent à une pratique prononcée du conservatisme comptable. Conséquemment, l'intensité de la variation à la baisse du niveau du conservatisme comptable à la suite de l'adoption des normes internationales d'information financière sera plus importante dans les entreprises les moins endettées. On peut donc faire l'hypothèse suivante :

*Hypothèse H<sub>3</sub> : Il existe une relation entre la variation du niveau du conservatisme comptable à la suite de l'adoption du référentiel international et le niveau de l'endettement de l'entreprise.*

Le présent chapitre a proposé une revue de la littérature traitant de l'influence des facteurs institutionnels et organisationnels sur le niveau de conservatisme comptable, dans le but de discuter de l'impact des normes IFRS sur le conservatisme comptable en France. La revue a abouti aux trois conclusions générales suivantes :

- Les disparités des niveaux de conservatisme comptable résultent d'une dissemblance des environnements juridiques des entreprises, lesquels affectent les structures de propriétés. Les études montrent que ce sont les pays anglo-saxons qui affichent un niveau élevé de conservatisme comptable. En effet, ces pays, où le financement des entreprises provient pour l'essentiel des marchés financiers, offrent une meilleure protection juridique aux investisseurs qui envisagent une poursuite en justice des managers et des auditeurs qui tardent à publier les mauvaises nouvelles. À l'opposé, dans les pays de droit civil, la demande pour le conservatisme comptable est plus faible. Cela est dû au rôle considérable que jouent les institutions financières dans le financement de l'économie qui sont même représentées dans les conseils d'administration. En effet, dans ces pays les banques sont les principales pourvoyeuses de fonds et ne sont intéressées que par la valeur juridique des actifs de l'entreprise.
- Les instances de réglementation financière, parce qu'elles veillent à la protection des investisseurs boursiers, prônent le conservatisme comptable. Cela se traduit par une pratique plus prononcée du conservatisme comptable des entreprises cotées comparativement à celle des entreprises non cotées.
- Le référentiel comptable international, en recourant à la juste valeur comme principe d'évaluation, porte atteinte, globalement, au conservatisme comptable.
- La pratique du conservatisme comptable est influencée également par des facteurs organisationnels tels que la taille et l'endettement. Ainsi, ce sont les petites entreprises et les entreprises les plus endettées qui se livrent à une pratique prononcée du conservatisme comptable.

Au final et plus globalement, la revue de littérature fait apparaître, qu'en dépit du débat suscité par l'adoption du référentiel international en France, il n'existe pas, à ce jour, de recherches empiriques ayant porté exclusivement sur l'étude, dans le contexte français, de l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le conservatisme comptable. Le présent mémoire vise à combler une partie du vide empirique.

## CHAPITRE III

### MÉTHODOLOGIE DE RECHERCHE

La prise en compte du bouleversement engendré par l'adoption des normes IFRS au niveau européen d'une manière générale et en France, en particulier, où de nombreuses critiques ont été formulées, notamment, à l'encontre du recours à la juste valeur, conduit à s'interroger sur l'impact de cette nouvelle philosophie comptable sur le conservatisme comptable.

La revue de littérature présentée dans le chapitre a montré, d'une part, que les conséquences du passage aux normes IFRS sur le conservatisme comptable apparaissent contradictoires. Si dans certains cas, l'adoption du référentiel international s'est accompagnée par une baisse du conservatisme comptable, dans d'autres cas, elle conduit à une augmentation du conservatisme comptable. D'autre part, la revue de littérature a souligné l'absence de travaux empiriques portant sur l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le conservatisme comptable et s'intéressant - exclusivement - au contexte français.

Dans ce cadre, nous cherchons à voir si le contexte de l'adoption des normes internationales d'information financière importe. Notre échantillon couvre la période 2000-2009 et est composé de sociétés cotées adoptant, d'une manière obligatoire, les normes IFRS à compter de l'année 2005. Aussi, nous cherchons à voir si, dans ce contexte, la taille de l'entreprise ainsi que son niveau d'endettement importent.

Ce chapitre discute des aspects méthodologiques de l'étude et s'organise comme suit. La première section expose la méthodologie retenue ; la deuxième section définit les variables incluses dans les modèles testés et enfin, la troisième section détaille la composition des échantillons servant aux tests.

### 3.1 Méthodologie

Cette section se décompose en deux sous points. Le premier point présente les modèles empiriques. Le second point définit les variables retenues pour la mesure des caractéristiques organisationnelles.

#### 3.1.1 Modèles empiriques du conservatisme comptable

La motivation principale de notre travail empirique consiste à retracer l'évolution du conservatisme comptable à la suite de l'adoption du référentiel international en France durant la période 2000-2009. Pour cela, nous évaluons, dans un premier temps, le conservatisme comptable respectivement selon les normes françaises et selon les normes IFRS. À cet égard, deux modèles seront testés empiriquement. Le premier est le modèle de base de Basu (1997) qui étudiera le niveau de conservatisme comptable avant et après l'adoption des normes IFRS. Un second modèle dérivé du modèle de base de Basu (1997) étudiera l'évolution du conservatisme comptable durant toute la période de notre étude. Ensuite, nous évaluons l'intensité de l'impact de l'adoption des normes IFRS sur les niveaux du conservatisme en fonction de deux caractéristiques organisationnelles, à savoir : la taille et l'endettement.

- Le modèle de Basu (1997)

Afin d'apprécier le degré du conservatisme pratiqué par les firmes françaises, nous allons utiliser le modèle de Basu (1997) appelé également le différentiel dans la rapidité de publication dans les résultats des mauvaises et des bonnes nouvelles (*differential timeliness of earnings with respect to bad and good news*). En effet, Basu (1997) considère le conservatisme comptable comme l'asymétrie lors de la comptabilisation des bonnes nouvelles comme profits et des mauvaises nouvelles comme pertes. Ainsi, les mauvaises nouvelles sont prises en compte rapidement dans les résultats, à contrario, les bonnes nouvelles ne sont comptabilisées qu'à leur réalisation effective. Il préconise d'étudier la régression inverse qui repose sur l'analyse de la relation entre le résultat comptable et le rendement boursier.

La forme générale du modèle de Basu (1997) est la suivante :

$$X_{it} / P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 D_{it} * R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Les variables du modèle sont définies de la façon suivante :

- $X_{it}$  : le résultat par action de la firme  $i$  pour l'année fiscale  $t$ .
- $P_{it-1}$  : le prix par action  $i$  au début de l'année fiscale  $t$ .
- $X_{it}/P_{it-1}$  : ratio Bénéfice/cours.
- $R_{it}$  : le rendement boursier non prévisionnel par action de la firme  $i$  durant douze mois commençant neuf mois avant la fin de l'année fiscale  $t$ .
- $D_{it}$  : une variable dichotomique est égale à 1 si  $R_{it} < 0$  et à 0 non.
- $\varepsilon_{it}$  : le terme d'erreur.

Ce modèle peut être remplacé par deux modèles :

- Modèle des mauvaises nouvelles ( $R_{it} < 0$ )

$$X_{it} / P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 R_{it} + \beta_3 R_{it} + \varepsilon_{it}$$

- Modèle des bonnes nouvelles ( $R_{it} \geq 0$ )

$$X_{it} / P_{it-1} = \beta_0 + \beta_2 R_{it} + \varepsilon_{it}$$

Le coefficient  $\beta_2$  capte la rapidité de publication des bonnes nouvelles (les rendements positifs) et la somme des coefficients  $\beta_2$  et  $\beta_3$  capte la rapidité de publication des mauvaises nouvelles (les rendements négatifs). L'association entre le bénéfice (mesurée par ratio bénéfice/cours) et les rendements boursiers positifs ainsi que celle entre les bénéfices et les rendements boursiers négatifs est captée par le coefficient de détermination de la régression ( $R^2$ ). Ce coefficient mesure la proportion de variation du ratio bénéfice/cours expliquée par celle des rendements boursiers. Plus ce coefficient est élevé, plus l'association entre le bénéfice et le rendement boursier est importante. Pour mesurer le niveau du conservatisme comptable, Basu

(1997) compare le  $R^2$  du modèle appliqué uniquement aux mauvaises nouvelles et le  $R^2$  du modèle appliqué uniquement aux bonnes nouvelles. Ainsi, si le  $R^2$  du modèle appliqué uniquement aux mauvaises nouvelles est supérieur à celui du modèle appliqué uniquement aux bonnes nouvelles, alors la comptabilité est qualifiée de conservatrice. Cela prouve que la comptabilisation des mauvaises nouvelles en perte est plus rapide que celle des bonnes nouvelles en gain et l'inverse est aussi vraie.

Pour notre étude, nous allons appliquer le modèle de Basu (1997) pour la période Pré-IFRS et la période Post-IFRS et nous allons comparer leur  $R^2$  respectifs.

Conformément à l'hypothèse principale formulée, on s'attend à ce que le niveau du conservatisme baisse à la suite de l'adoption des normes IFRS

- Le modèle de Basu (1997) modifié

Au vu des conclusions des travaux de Piot, Dumontier et Janin (2010) et André et Filip (2011), nous étendons le modèle (1) et y intégrons, en sus des variables explicatives définies, supra, des variables muettes temporelles permettant de contrôler pour les effets de l'adoption des normes IFRS survenues pendant la période de l'étude. En tenant compte de ces développements, le modèle de Basu (1997) devient :

$$X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 D_{it} * R_{it} + \beta_4 IFRS_{it} + \beta_5 IFRS_{it} * D_{it} + \\ + \beta_6 IFRS_{it} * R_{it} + \beta_7 IFRS_{it} * D_{it} * R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

La variable IFRS prend les valeurs suivantes :

- 1 : pour les années 2005, 2006, 2007, 2008 et 2009.
- 0 : pour les années 2000, 2001, 2002, 2003 et 2004.

Dans ce modèle, le coefficient  $\beta_2$  capte la rapidité de publication des bonnes nouvelles (les rendements positifs) avant l'adoption des normes IFRS, en revanche la somme des coefficients  $\beta_2$  et  $\beta_6$  capte la rapidité de publication des bonnes nouvelles (les rendements positifs) après l'adoption des normes IFRS. Ainsi, une plus grande association entre le bénéfice est le rendement

boursier positifs (bonnes nouvelles) à la suite de l'adoption des normes IFRS est démontrée par un coefficient  $\beta_6$  positif et vice versa.

Quant à la rapidité de publication des mauvaises nouvelles (les rendements négatifs) avant l'adoption des normes IFRS, elle est captée par la somme des coefficients  $\beta_2$  et  $\beta_3$ . À l'inverse, la rapidité de publication des mauvaises nouvelles (les rendements négatifs) après l'adoption des normes IFRS, elle est captée par la somme des coefficients  $\beta_2$ ,  $\beta_3$ ,  $\beta_6$  et  $\beta_7$ . Ainsi, une plus grande association entre le bénéfice est le rendement boursier négatifs (mauvaises nouvelles) à la suite de l'adoption des normes IFRS est démontrée par un coefficient  $\beta_7$  positif et vice versa.

### 3.1.2 Mesure des caractéristiques de la firme

Outre la variable IFRS présentée ci-dessus, le modèle utilisé pour les tests est complété par d'autres déterminants du conservatisme comptable. Ainsi, suivant Piot, Dumontier et Janin (2010), Bhattacharya, Daouk et Welker (2003), Dechow, Weili et Schrand (2010), Francis et al. (2004) et Gaio (2010), nous incluons dans les modèles deux variables organisationnelles : la taille et le niveau de l'endettement.

#### - La taille

Bujaki et Richardson (1997) mentionnent plusieurs mesures de la taille de l'entreprise à savoir : le total de la capitalisation boursière (*market capitalization*), le total des actifs, le total du chiffre d'affaires, le résultat comptable et le nombre des employés. Nous avons opté pour le chiffre d'affaires comme mesure de la taille de la firme. Notre choix se justifie par l'absence de relation entre le conservatisme comptable et le chiffre d'affaires. Aussi, et dans le but de limiter les effets d'une grande amplitude en raison de l'existence de valeur extrême, nous utilisons le logarithme décimal du chiffre d'affaires.

#### - L'endettement

Plusieurs mesures du niveau d'endettement sont citées dans la littérature. Ainsi, Daley et Vigeland (1983) mesure le niveau de l'endettement par le ratio *Total des dettes cotées ou non cotées non courantes / Total des actifs*. Quant à Black, Sellers et Manly (1998), ils mesurent le niveau d'endettement de la firme par le ratio *Total de la dette financière non courante / les fonds*

*propres*. Aussi, Brown, Izan et Loh (1992) retiennent le ratio Total des dettes financières/ Total du passif et des capitaux propres. Dans ce mémoire, à l'instar de Lafond et Watts (2008), nous mesurons le niveau de l'endettement par le ratio (*Total de la dette courante + Total de la dette non courante / Total actif*).

Toutefois, comme l'annonce Basu (2005), tous les efforts de modélisation impliquent la mise en évidence de certaines caractéristiques et la négligence d'autres. Ainsi, de nombreuses critiques fusent à l'égard du modèle de Basu (1997).

### 3.1.3 Critiques du modèle de Basu (1997)

Le modèle de Basu (1997) a fait l'objet de nombreuses critiques (Callen, Hope et Segal, 2010 ; Dietrich, Muller et Riedl, 2007 ; Givoly et Hayn, 2000 ; Givoly, Hayn et Natarajan, 2007 ; Ryan, 2006). Ainsi, Givoly et Hayn (2000) affirment que le recours à la variation des cours boursiers pour la détermination des bonnes et des mauvaises nouvelles constitue une limite du modèle de Basu. Ils soutiennent que les rendements boursiers sont déterminés aussi bien par des données comptables que par des données non comptables. Ainsi, les auteurs affirment qu'en période de crise, les cours boursiers de toutes les entreprises baissent. Cela conduit à considérer ces entreprises comme étant conservatrices alors que cela est dû principalement à une mauvaise conjoncture économique et certaines entreprises peuvent performer mieux que le marché. Pour ces raisons, les résultats statistiques du modèle de Basu (1997) ne peuvent pas être considérés comme une mesure fiable du conservatisme comptable.

Quant à Ball et Shivakumar (2005), ils considèrent, l'utilisation du modèle de Basu (1997) pour les seules entreprises cotées comme la principale limite. De même, Ryan (2006) récuse l'utilisation des rendements boursiers comme variable de substitution (« *proxy* ») des bonnes et des mauvaises nouvelles au motif que les données comptables ne constituent qu'un déterminant du cours boursier.

Givoly, Hayn et Natarajan (2007) identifient une série de facteurs issus de l'environnement informationnel de l'entreprise, qui bien qu'ils ne soient pas liés au conservatisme comptable, affectent la mesure du conservatisme comptable telle que préconisée par Basu (1997). D'une part, les auteurs contestent l'hypothèse implicite du modèle de Basu (1997) selon laquelle tous les événements économiques sont reportés durant la période à laquelle ils surviennent et citent

plusieurs cas comme celui de l'obtention par l'entreprise d'un contrat à long terme, le départ du président directeur général, une réglementation qui affecte uniquement les opérations et les *cash-flows* futurs, un changement futur du taux d'imposition. D'autre part, ils montrent que la politique de divulgation de l'information comptable influence la relation entre les résultats comptables et les rendements boursiers et influe, par voie de conséquence sur la mesure du conservatisme comptable.

En outre, Givoly, Hayn et Natarajan (2007) affirment que les limites du modèle de Basu (1997) affectent principalement les études internationales qui comparent le niveau du conservatisme comptable entre les pays. Ils expliquent cela par les différences qui existent entre l'environnement légal, réglementaire et politique de ces pays. En revanche, les auteurs mentionnent que les limites mentionnées n'influent pas sur la mesure du conservatisme pour les études portant sur l'examen du conservatisme comptable des entreprises œuvrant au sein d'un même secteur d'activités et durant une période courte.

Enfin, Dietrich, Muller et Riedl (2007) ont procédé à plusieurs tests statistiques et soutiennent que les résultats de la régression des résultats comptables sur les rendements boursiers ne permettent pas de mesurer le niveau du conservatisme comptable, et ce, en raison de l'endogénéité des rendements boursiers que Basu utilise comme variable explicative qui rendrait les résultats statistiques non interprétables. Ils mettent en évidence l'existence des biais statistiques inhérents au modèle de Basu (1997) et vont jusqu'à considérer ces biais comme étant non solubles au motif qu'ils proviennent de la spécification des tests. Enfin, Dietrich, Muller et Riedl (2007) affirment que le fait d'utiliser, comme déflateur des résultats comptables et les rendements boursiers, la valeur boursière des capitaux propres, la valeur comptable des capitaux ou encore le total des actifs est source de biais. En effet, la valeur de ces données comptables est systématiquement plus faible dans entreprises qui subissent des pertes que dans les entreprises qui enregistrent des bénéfices et donc les résultats statiques du modèle de Basu (1997) peuvent indiquer un niveau prononcé du conservatisme alors que dans la réalité le conservatisme comptable n'est pas pratiqué.

Toutefois, malgré les nombreuses critiques formulées à l'égard du modèle du Basu (1997), il demeure, comme le soulignent Ball, Kothari et Nikolaev (2012), le modèle le plus utilisé par les chercheurs pour la mesure du conservatisme comptable. Aussi, de nombreux

chercheurs ont développé des modèles dérivés du modèle de Basu. Enfin, en 2012, Basu a reçu un prix de l'*American Accounting Association* pour sa contribution exceptionnelle à la littérature comptable et le développement de plusieurs mesures du conservatisme comptable qui ont été utilisés par de nombreux chercheurs<sup>17</sup>. Cette reconnaissance par les pairs est une preuve de la validation du modèle de Basu (1997) comme mesure du conservatisme comptable.

### 3.2 Définitions des variables

Nous revenons, dans ce dernier point, sur la définition des variables incluses dans les modèles que nous avons testés. Notons que ces variables ont été choisies sur la base d'une revue d'études empiriques similaires.

#### - Variable expliquée

La variable expliquée, notée  $X_{it}/P_{i,t-1}$  dans les régressions, est le ratio Bénéfice/cours donné par le rapport du résultat comptable par action sur le cours de l'action au début de l'année fiscale. Christie (1987) et Kothari (1992) affirment que la division des variables comptables par le cours de début de période permet d'avoir une régression de meilleure qualité et permet aussi de contrôler l'hétéroscédasticité des résidus.

#### - Variable explicative

La variable explicative correspond au rendement boursier des actions. Il est calculé pendant douze mois commençant neuf mois avant la fin de l'exercice. Il se détermine de la manière suivante :

$$R_{it} = (P_{it} - P_{i,t-1}) / P_{i,t-1}$$

Avec :

- $P_{it}$  : le cours de l'action  $i$  trois mois après la fin de l'exercice.
- $P_{i,t-1}$  : le cours de l'action  $i$  neuf mois avant la fin de l'exercice.

---

<sup>17</sup> <http://aaahq.org/awards/PressRelease/2012.htm>

Certains auteurs préconisent l'ajustement des rendements par les dividendes versés. Cependant, d'autres auteurs comme Easton, Harris et Ohlson (1992) et Dumontier et Labelle (1998) ont démontré que l'utilisation des dividendes pour l'ajustement des rendements n'affecte pas le résultat. Nous avons opté pour la non prise en compte des dividendes pour le calcul des rendements boursiers.

- Variables dichotomiques

Nous avons deux variables dichotomiques, à savoir :

- La variable dichotomique  $D_{it}$  prenant la valeur 1 si le rendement boursier est négatif. Elle prend la valeur 0 si le rendement boursier est positif ou nul.
- La variable dichotomique IFRS prenant la valeur 1 si l'exercice comptable est ouvert après le passage obligatoire aux normes IFRS. Elle prend la valeur 0 si l'exercice comptable est ouvert avant le passage obligatoire aux normes IFRS.

Le Tableau 3.1 récapitule l'ensemble des variables utilisées dans les régressions.

Tableau 3.1

Les variables utilisées dans le modèle de Basu (1997)

Sigle	La variable	Variable dans la base de données Compustat
$X_{it} =$	Le résultat par action de la firme $i$ pour l'année fiscale $t$ ( <i>Accounting earnings per share</i> ).  NICON/ CSHO	NICON= Net income (Loss)-Consolidated  CSHO: Common Shares Outstanding-issue
$P_{it-1} =$	Le cours de l'action $i$ au début de l'année fiscale $t$ (lagged fiscal year price) qui correspond au cours de la fin de l'année fiscale $t-1$ ( <i>Market price per share</i> ).	PRCC: Lagged fiscal year price
$X_{i,t}/P_{i,t-1} =$	Le ratio résultat net par le cours de l'action au début de l'année fiscale $t$ .  Mesure de la variable  <i>Net income deflated by the lagged market value of equity.</i>  <i>The lagged market value of equity</i>  $= PRCC * CSHO$	
$R_{it} =$	Le rendement par action de la firme $i$ durant douze mois commençant neuf mois avant la fin de l'année fiscale $t$ ( $P_{t-1}$ ) et finissant trois mois après la fin de l'année fiscale $t$ ( $P_t$ ).  <i>Mesure de la variable</i>  $\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$	PRCC: Lagged fiscal year price  Pour le calcul du rendement on utilisera un cours (PRCC) neuf mois avant la date de clôture de l'exercice comptable et un autre cours (PRCC) trois mois après la date de clôture.
$DR_{it} =$	une variable dichotomique égale à 1 si $R_{it}$ est négatif et 0 sinon.	
IFRS	une variable dichotomique égale à 1 pour les années 2005, 2006, 2007, 2008 et 2009 et égale à 0 pour les années 2000, 2001, 2002, 2003 et 2004	

- Les variables relatives aux caractéristiques organisationnelles
- La taille

Pour mesurer la variation de l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le conservatisme comptable en fonction de la taille de l'entreprise, nous ferons appel au modèle modifié de Basu (1997) qui se présente comme suit :

$$X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 D_{it} * R_{it} + \beta_4 IFRS_{it} + \beta_5 IFRS_{it} * D_{it} + \\ + \beta_6 IFRS_{it} * R_{it} + \beta_7 IFRS_{it} * D_{it} * R_{it} + \varepsilon_{it}$$

La variable IFRS prend les valeurs suivantes :

- 1 : pour les années 2005, 2006, 2007, 2008 et 2009.
- 0 : pour les années 2000, 2001, 2002, 2003 et 2004.

Notre démarche consistera à partager notre échantillon en deux groupes : petites entreprises et grandes entreprises. Pour ce faire, nous appliquons comme critère de partage la moyenne<sup>18</sup> du logarithme du chiffre d'affaires de l'échantillon, et ce, pour chaque année durant la période 2000-2009. La variable obtenue est ensuite transformée en variable binaire. La variable prend la valeur 1 si le logarithme du chiffre d'affaires de la firme *i* est supérieur à la moyenne du logarithme du chiffre d'affaires de l'échantillon, cela nous permet de construire notre échantillon « Grandes entreprises ». Sinon, la variable prend la valeur 0 si le logarithme du chiffre d'affaires de la firme *i* est inférieur à la moyenne du logarithme du chiffre d'affaires de l'échantillon, cela nous permet de construire notre échantillon « Petites entreprises ».

---

<sup>18</sup> Le choix du calcul de la moyenne du logarithme du chiffre d'affaires de l'échantillon et non pas de celui de la médiane se justifie par le fait que la moyenne permet une meilleure appréhension de la taille de l'entreprise car elle nous donne une description globale des données (le logarithme du chiffre d'affaires dans notre cas). En revanche, la médiane partage l'ensemble des valeurs observées et qui sont ordonnées en fonction de leur grandeur en deux moitiés de taille égale. Ainsi, nous ne pouvons pas savoir à quel point les autres données sont supérieures ou inférieures à la médiane.

- L'endettement

Pour mesurer la variation de l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le conservatisme comptable en fonction de l'endettement de l'entreprise, nous ferons appel, également, au modèle modifié de Basu (1997) qui se présente comme suit :

$$X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 D_{it} * R_{it} + \beta_4 IFRS_{it} + \beta_5 IFRS_{it} * D_{it} + \\ + \beta_6 IFRS_{it} * R_{it} + \beta_7 IFRS_{it} * D_{it} * R_{it} + \varepsilon_{it}$$

La variable IFRS prend les valeurs suivantes :

- 1 : pour les années 2005, 2006, 2007, 2008 et 2009.
- 0 : pour les années 2000, 2001, 2002, 2003 et 2004.

Notre démarche consistera à partager notre échantillon en deux groupes : les entreprises faiblement endettées et les entreprises fortement endettées. Pour ce faire, nous appliquons comme critère de partage la moyenne du ratio (*Total des dettes financière courantes + Total des dettes financière non courantes*) / *Total des actifs* de l'échantillon, et ce, pour chaque année durant la période 2000-2009. La variable obtenue est ensuite transformée en variable binaire. La variable prend la valeur 1 si le ratio (*Total des dettes financière courantes + Total des dettes financière non courantes*) / *Total des actifs* de la firme *i* est supérieur à la moyenne du ratio (*Total des dettes financière courantes + Total des dettes financière non courantes*) / *Total des actifs* de l'échantillon, cela nous permet de construire notre échantillon « Entreprises plus endettées ». Dans le cas inverse la variable prend la valeur 0 et cela nous permet de construire notre échantillon « Entreprises moins endettées ». Le Tableau 3.2 récapitule l'ensemble des variables relatives aux caractéristiques organisationnelles.

Tableau 3.2

## Les variables relatives aux caractéristiques organisationnelles

La variable	Mesure de la variable	Variable dans la base de données Compustat
Taille	Logarithme décimal du chiffre d'affaires	SALE : Sales/Turnover (net)
Endettement	Ratio ( <i>Total des dettes financière courantes+ Total des dettes financière non courantes</i> ) / <i>Total des actifs</i>	Non disponible

## 3.3 Échantillon de l'étude

Cette section se décompose en trois sous-points. Le premier point porte sur la constitution de l'échantillon. Le second point présente les caractéristiques de l'échantillon. Enfin, le troisième point décrit les échantillons relatifs aux caractéristiques organisationnelles

## 3.3.1 La constitution de l'échantillon

La constitution de notre échantillon s'est déroulée en plusieurs étapes, nous avons procédé comme suit. Partant de la base de données *Compustat*, qui ne nous fournit pas les entreprises des secteurs de la banque et de l'assurance (SIC 6000-6999), nous identifions, au sein des entreprises françaises cotées, les entreprises ayant adopté le référentiel international pour la préparation de leurs états financiers à compter du 1er janvier 2005. La période d'étude retenue va de 2000 à 2009. Cette première sélection est ensuite débarrassée des entreprises dont les données ne sont pas disponibles pour notre période d'étude et des entreprises françaises dont les états financiers ont été établis sur la base de normes comptables autres que les normes françaises durant la période 2000-2004. Enfin, nous avons exclu les entreprises étrangères, car leurs états financiers pouvaient être établis sur la base de normes comptables autres les normes françaises ou les normes IFRS.

L'échantillon final est composé de 3 147 observations (firmes-années). Les informations comptables et les informations boursières ont été extraites à partir de la base de données

*Compustat*. Les données comptables sont annuelles alors que les données boursières sont quotidiennes. Notre échantillon est constitué des entreprises ayant adopté obligatoirement les normes IFRS. En cela, nos régressions sont insensibles au biais de sélection qui pourrait exister si les tests avaient porté sur des cas d'adoption volontaire des normes IFRS.

Pour étudier la pratique du conservatisme comptable selon les normes comptables françaises et selon les normes IFRS, notre échantillon sera scindé en deux sous-ensembles observés sur une période Pré-IFRS (2000-2004) et Post-IFRS (2005-2009).

Tableau 3.3  
Constitution de l'échantillon

	Nombre d'observations
Les Frimes cotées et disponibles dans la base de données COMPUSTAT	6 478
(-) Les firmes utilisant un référentiel autre que le référentiel comptable français (avant 2005)	540
(-) Les firmes ayant adopté les normes IFRS avant 2005	632
(-) Les firmes non françaises	102
(-) Les observations pour lesquelles les données comptables et/ou les données financières sont manquantes	1817
(-) Les observations avec des valeurs négatives de l'actif total et des capitaux propres	98
(-) Les observations aberrantes	142
= Nombre final d'observations	3 147

### 3.3.2 Les caractéristiques de l'échantillon

L'échantillon IFRS compte un total de 3 147 observations. Il s'agit d'un panel non cylindré de 646 entreprises sur 10 ans. Les tableaux 3.4 et 3.5 et la figure 3.1 donnent le détail de la composition de l'échantillon IFRS par année.

Tableau 3.4

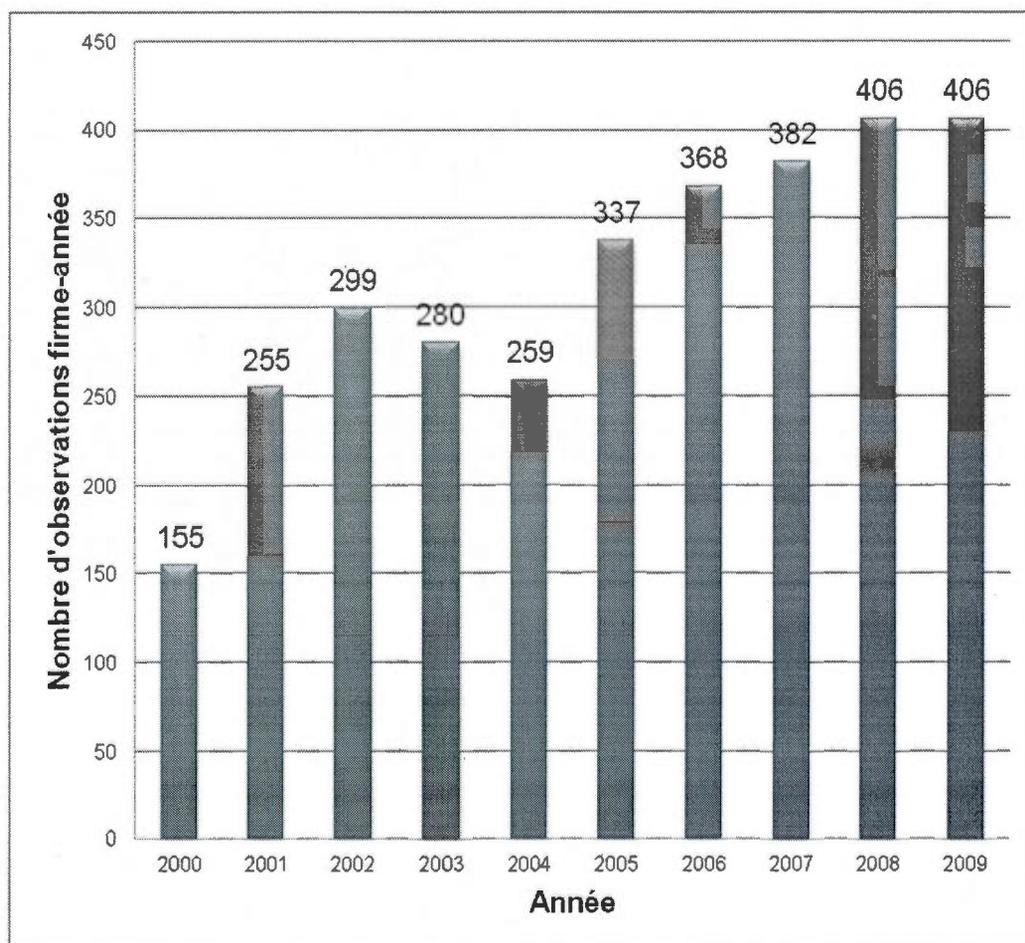
## Composition de l'échantillon par année

Année fiscale	Nombre d'observations
2000	155
2001	255
2002	299
2003	280
2004	259
2005*	337
2006	368
2007	382
2008	406
2009	406
Total	3 147

\*Application des normes IFRS

Figure 3.1

Distribution des observations firme-année par année financière



Enfin, le Tableau 3.5 présente la fréquence des entreprises selon le nombre d'années observées.

Tableau 3.5

Fréquence du nombre de firmes par nombre d'années observées

Fréquence	Nombre d'entreprises	Nombre d'entreprises cumulé	Pourcentage	Pourcentage cumulé
1	90	90	13,93	13,93
2	81	171	12,54	26,47
3	88	259	13,62	40,09
4	53	312	8,20	48,30
5	79	391	12,23	60,53
6	46	437	7,12	67,65
7	54	491	8,36	76,01
8	61	552	9,44	85,45
9	58	610	8,98	94,43
10	36	646	5,57	100

Ainsi, 90 entreprises sont présentes une année, 81 entreprises sont présentes pendant deux années et ainsi de suite.

Enfin, et afin de mettre en évidence la représentation sectorielle des entreprises de notre échantillon, nous avons opté pour la répartition de nos entreprises en fonction de leurs secteurs d'activité. Pour ce faire, nous avons procédé à la répartition des entreprises de notre échantillon conformément à la classification de Campbell (1996) à laquelle nous avons apporté deux modifications. Ainsi, nous avons rajouté un nouveau secteur « Industries diverses » qui contient les entreprises ayant le code SIC 39 « Entreprises manufacturières diverses » et nous avons rajouté au secteur « Agroalimentaire et tabac » les entreprises ayant le code SIC83 « Services sociaux ». Le tableau 3.6 et la figure 3.2 donnent le détail de la composition de l'échantillon IFRS par secteur d'activités.

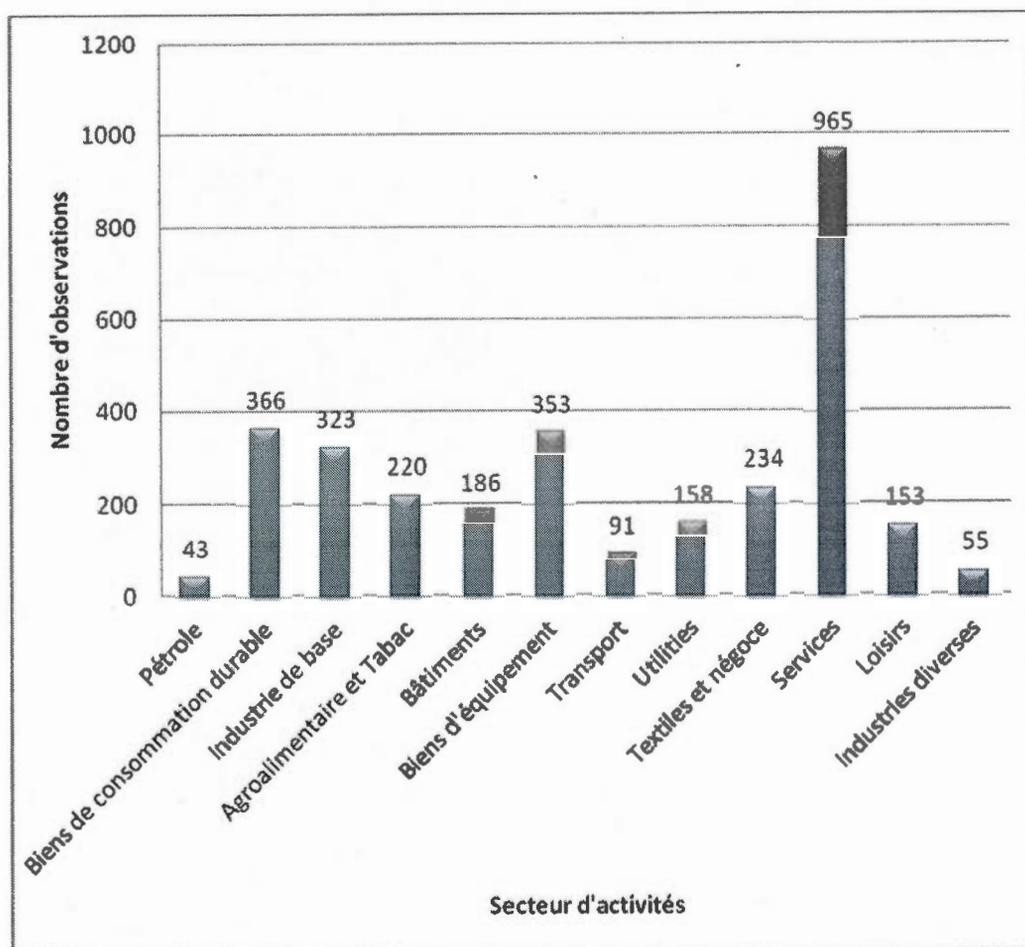
Tableau 3.6

## Nombre d'observations par secteur d'activité

Secteur d'activité	Code SIC	Nombre d'observations	Pourcentage
Pétrole	13, 29	43	1,37
Biens de consommation durable	25, 30, 36, 37, 50, 55, 57	366	11,63
Industrie de base	10, 12, 14, 24, 26, 28, 33	323	10,26
Agroalimentaire et Tabac	1, 2, 9, 20, 21, 54, 8	220	6,99
Bâtiments	15, 16, 17, 32, 52	186	5,91
Biens d'équipement	34, 35, 38	353	11,22
Transport	40, 41, 42, 44, 45, 47	91	2,89
Utilities	46, 48, 49	158	5,02
Textiles et négoce	22, 23, 31, 51, 53, 56, 59	234	7,44
Services	72, 73, 75, 76, 80, 82, 87, 89, 83	965	30,66
Loisirs	27, 58, 70, 78, 79	153	4,86
Industries diverses	39	55	1,75
Total	n.a.	3 147	100

Figure 3.2

Nombre d'observations par secteur d'activités



### 3.3.3 Échantillons relatifs aux caractéristiques organisationnelles

Pour mesurer l'intensité de l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable en fonction de la taille et du niveau de l'endettement, nous avons scindé les échantillons totaux (« Taille » et « Endettement ») en sous-groupes. En ce qui concerne l'échantillon « Taille » qui est composé de 3 146 observations firmes-années, nous avons constitué un sous-groupe « petites entreprises » et un sous-groupe « grandes entreprises ». Quant

à l'échantillon « Endettement » qui est composé de 3 100 observations firmes-années, nous avons constitué un sous-groupe « Endettement faible » et un sou groupe « Endettement élevé ». Le tableau 3.7 présente la répartition des observations de l'échantillon « Taille » et le tableau 3.8 présente la répartition des observations de l'échantillon « Endettement ».

Tableau 3. 7

## Répartition des observations en fonction de la taille

Taille	Fréquence	Fréquence cumulée	Pourcentage	Pourcentage cumulée
Petites entreprises	1 545	1 545	49,11	49,11
Grandes entreprises	1 601	3 146	50,89	100

Tableau 3. 8

## Répartition des observations en fonction de l'endettement

Endettement	Fréquence	Fréquence cumulée	Pourcentage	Pourcentage cumulée
Endettement faible	2 418	2 418	78	78
Endettement élevé	682	3 100	22	100

Cela étant de la présentation de la méthodologie adoptée et de la composition des différents échantillons sur lesquels nous allons nous baser pour tester nos trois hypothèses, il convient à présent de présenter les différents tests statistiques auxquels nous allons procéder.

Ainsi, dans le cadre du test de l'hypothèse  $H_1$ , nous allons mesurer l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le conservatisme comptable en France. Pour cela et dans un premier temps, nous allons effectuer deux régressions en utilisant le modèle de Basu (1997) et nous allons comparer leurs  $R^2$ . Ainsi, une première régression concernera le sous-échantillon « Pré-IFRS » et une deuxième régression concernera le sous-échantillon « Post-IFRS ». Dans un deuxième temps, nous allons effectuer une régression en utilisant le modèle modifié de Basu (1997) et nous allons

comparer  $\beta_2$  avec  $\beta_6$  et  $\beta_3$  avec  $\beta_7$ . Cette approche nous permet de tester davantage la robustesse de nos résultats.

Ensuite, dans le cadre du test de l'hypothèse  $H_2$ , nous allons mesurer la variation de l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le conservatisme comptable en France en fonction de la taille de l'entreprise. Pour cela, nous allons effectuer deux régressions en utilisant le modèle modifié de Basu (1997). Ainsi, une première régression concernera le sous-échantillon « Petites entreprises » et une deuxième régression concernera le sous-échantillon « Grandes entreprises ».

Enfin, dans le cadre du test de l'hypothèse  $H_3$ , nous allons mesurer la variation de l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le conservatisme comptable en France en fonction de l'endettement de l'entreprise. Pour cela, nous allons effectuer deux régressions en utilisant le modèle modifié de Basu (1997). Ainsi, une première régression concernera le sous-échantillon « Endettement faible » et une deuxième régression concernera le sous-échantillon « Endettement élevé ».

## CHAPITRE IV

### ANALYSE DESCRIPTIVE ET DISCUSSION DES RÉSULTATS

Ce chapitre étudie l'impact de l'adoption obligatoire des normes IFRS sur le conservatisme comptable en France. Trois hypothèses principales seront testées. Plus précisément, il est fait l'hypothèse que le niveau du conservatisme comptable pratiqué par les firmes françaises a baissé à la suite de l'adoption obligatoire des normes IFRS. Quant à la deuxième hypothèse, elle préconise que la baisse du niveau du conservatisme comptable à la suite de l'adoption obligatoire du référentiel international est plus importante dans les grandes entreprises que dans les petites. Enfin, la troisième hypothèse préconise que la baisse du niveau du conservatisme comptable à la suite de l'adoption du référentiel international est plus importante dans les entreprises les moins endettées que dans celles plus endettées.

La littérature comptable a récemment généré plusieurs travaux empiriques analysant l'influence de l'adoption obligatoire des normes IFRS sur la pratique du conservatisme comptable (Andre et Filip, 2011; Brouwer, 2007; Kaytmaz Balsari, Ozkan et Durak, 2010 ; Piot, Dumontier et Janin, 2010). Certains de ces travaux valident l'hypothèse selon laquelle le niveau du conservatisme comptable a baissé à la suite de l'adoption des normes IFRS. Toutefois, l'étude de Kaytmaz, Balsari, Ozkan et Durak (2010) montre que le niveau du conservatisme comptable des entreprises turques a augmenté à la suite de l'adoption du référentiel comptable international. Parallèlement, nous n'avons pas connaissance d'études menées, exclusivement en France, de l'impact de l'adoption obligatoire des normes IFRS sur le conservatisme comptable.

Ayant présenté les hypothèses que nous allons tester (Chapitre II) ainsi que les modèles empiriques utilisés dans le cadre de ce mémoire (Chapitre III), nous en venons maintenant à présenter les résultats des tests des hypothèses formulées. Il nous appartient dans un premier temps de montrer, dans le cadre d'une étude empirique, que le niveau de conservatisme

comptable a baissé durant la période qui suit l'adoption du référentiel international. Dans un deuxième temps, nous cherchons à savoir si l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le conservatisme comptable varie en fonction de la taille de l'entreprise. Enfin, et dans un troisième temps, nous cherchons à savoir si l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le conservatisme comptable varie en fonction de l'endettement de l'entreprise.

#### 4.1 Statistiques descriptives

Avant de s'intéresser à l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable et de tester formellement nos hypothèses de recherche, il est primordial d'étudier l'évolution des variables comptables, financières et dichotomiques sélectionnées sur l'ensemble de nos échantillons au cours de la période étudiée. En effet, l'analyse descriptive de l'évolution de ces variables dans le temps permet d'avoir une idée sur l'évolution du conservatisme comptable.

##### 4.1.1 Les statistiques descriptives du conservatisme comptable

Pour l'étude de l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable, nous recourons à trois échantillons. Un échantillon constitué de l'ensemble des entreprises durant la période 2000-2009. Cet échantillon est ensuite scindé en deux sous-échantillons : un échantillon Pré-IFRS constitué de l'ensemble des entreprises durant la période 2000-2004 et un échantillon Post-IFRS constitué de l'ensemble des entreprises durant la période 2005-2009.

Les statistiques descriptives des variables incluses dans nos modèles (ratio  $X_{it}/P_{it-1}$ , des rendements boursiers et de la variable dichotomique  $D_{it}$ ) pour chacun de ces échantillons sont présentées dans le tableau 4.1.

Ainsi, à la lecture du tableau 4.1, nous pouvons tirer les enseignements suivants :

- Durant la période 2000-2009 et les deux sous-périodes 2000-2004 et 2005-2009, nous constatons que les entreprises françaises pratiquent le conservatisme comptable. Ainsi, les médianes du ratio Bénéfice/cours sont supérieures aux moyennes, ce qui signifie que la distribution des résultats est désaxée vers la gauche (ou négativement désaxée). Aussi, nous remarquons que les écarts types des rendements boursiers sont supérieurs aux écarts

types des résultats, ce qui est en cohérence avec les caractéristiques intrinsèques des chiffres comptables qui sous-estiment la valeur de l'entreprise, et ce, en raison de la pratique du conservatisme comptable. Nos résultats sont en cohérence avec ceux des recherches antérieures (Ball, Kothari et Robin, 2000 ; Garcia Lara, Garcia Osma et Penalva, 2009b ; Garcia Lara, Rueda Torres et Vazquez Veira, 2008).

- Après l'adoption des normes IFRS, les bénéfices par action se sont légèrement améliorés : la moyenne de la variable bénéfice par action durant la période Pré-IFRS est de 0,0303, avec un maximum de 1,4925 et un minimum de -1,1753. L'écart type est de 0,1918. La moyenne de la variable bénéfice par action durant la période Post-IFRS est de 0,0351, avec un maximum de 0,6266 et un minimum de -0,7720. L'écart type est de 0,1078.

- La fréquence des entreprises qui enregistrent des rendements positifs est pratiquement identique à celle des entreprises qui enregistrent des rendements négatifs, et ce, aussi bien avant qu'après l'adoption des normes IFRS.

Tableau 4.1  
Statistiques descriptives des variables incluses dans les modèles testés

	Variable	Médiane	Moyenne	Écart type	Minimum	Maximum
2000-2009						
(N=3 147)	$X_{it}/P_{it-1}$	0,0490	0,0332	0,1470	-1,1753	1,4925
	$R_{it}$	-0,0353	-0,0062	0,6158	-4,7895	3,0000
	$D_{it}$	---	0,53	---	---	---
2000-2004						
(N=1 248)	$X_{it}/P_{it-1}$	0,0417	0,0303	0,1918	-1,1753	1,4925
	$R_{it}$	-0,0080	-0,0338	0,7493	-4,7895	3,0000
	$D_{it}$	---	0,50	---	---	---
2005-2009						
(N=1 899)	$X_{it}/P_{it-1}$	0,0522	0,0351	0,1078	-0,7720	0,6262
	$R_{it}$	-0,0532	0,0119	0,5087	-0,9656	2,8144
	$D_{it}$	---	0,55	---	---	---

Les variables sont définies comme suit :

N : nombre d'observations firme-année

$X_{it}/P_{it-1}$  : ratio Bénéfice/cours

$R_{it}$  : le rendement non prévisionnel par action de la firme i durant douze mois commençant neuf mois avant la fin de l'année fiscale t

$D_{it}$  : variable dichotomique qui est égale à 1 si  $R_{it} < 0$  et à 0 sinon.

Le modèle modifié de Basu (1997) se présente comme suit :

$$X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 D_{it} * R_{it} + \beta_4 IFRS_{it} + \beta_5 IFRS_{it} * D_{it} + \beta_6 IFRS_{it} * R_{it} + \beta_7 IFRS_{it} * D_{it} * R_{it} + \varepsilon_{it}$$

Le modèle de Basu (1997) se présente comme suit :

$$X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 D_{it} * R_{it} + \varepsilon_{it}$$

Les données, sont extraites de *Compustat*, couvrent la période 2000-2009

#### 4.1.2 Les statistiques descriptives des caractéristiques organisationnelles

##### - La taille

Pour l'étude de la variation de l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable en fonction de la taille de l'entreprise, nous recourons à deux sous-échantillons, à savoir : un sous-échantillon « Grandes entreprises » et un sous-échantillon « Petites entreprises ».

Le tableau 4.2 présente les statistiques descriptives du ratio  $X_{it}/P_{it-1}$ , des rendements boursiers et de la variable dichotomique  $D_{it}$ .

Ainsi, à la lecture du tableau 4.2, nous pouvons tirer les enseignements suivants :

- Durant la période 2000-2009, pour ce qui de la pratique du conservatisme comptable, nous remarquons, aussi bien pour le sous-échantillon « Petites entreprises » que pour le sous échantillon « Grandes entreprises », que les médianes du ratio Bénéfice/cours sont supérieures aux moyennes ce qui signifie que la distribution des résultats est désaxée vers la gauche (ou négativement désaxée). Aussi, nous remarquons, et ce, pour les deux sous-échantillons, que les écarts types des rendements boursiers sont supérieurs aux écarts types des résultats, ce qui est en cohérence avec les caractéristiques intrinsèques des chiffres comptables qui sous-estiment la valeur de l'entreprise en raison, notamment, de la pratique du conservatisme comptable. Nos résultats sont en cohérence avec ceux des recherches antérieures (Ball, Kothari et Robin, 2000 ; Garcia Lara, Garcia Osma et Penalva, 2009b ; Garcia Lara, Rueda Torres et Vazquez Veira, 2008).

- Durant la période 2000-2009, et pour ce qui de la comparaison entre nos deux sous-échantillons, nous constatons que la moyenne de la variable bénéfice par action des grandes entreprises est supérieure à celle des petites entreprises. Ainsi, la moyenne de la variable bénéfice par action des grandes entreprises est de 0,0557. Ce bénéfice par action varie entre -1,1753 et 1,4925. L'écart type est de 0,1479. En revanche, le bénéfice par action des petites entreprises est de 0,0100, avec un maximum de 1,1180 et un minimum de -1,1753.

- Durant la période 2000-2009, le rendement moyen des grandes entreprises est supérieur à celui des petites entreprises. Ainsi, le rendement moyen des grandes entreprises est de 0,0253 avec un maximum de 3 et un minimum de -4,6604. L'écart type est de 0,5642. En revanche, le rendement moyen des petites entreprises est négatif et il est de -0,0388, avec un maximum de 2,8144 et un minimum de -4,7895.

- Durant la période 2000-2009, 56 % des petites entreprises sont caractérisées par des rendements négatifs contre 50 % pour les entreprises de grande taille.

Tableau 4.2

## Statistiques descriptives de l'échantillon « Taille »

	Variables	Médiane	Moyenne	Écart type	Minimum	Maximum
2000-2009						
Petites entreprises (N=1 545)	$X_{it}/P_{it-1}$	0,0349	0,0100	0,1424	-1,0144	1,1180
	$R_{it}$	-0,0791	-0,0388	0,6637	-4,7895	2,8144
	$D_{it}$	---	0,56	---	---	---
Grandes entreprises (N=1 601)	$X_{it}/P_{it-1}$	0,0590	0,0557	0,1479	-1,1753	1,4925
	$R_{it}$	0,0027	0,0253	0,5642	-4,6604	3,0000
	$D_{it}$	---	0,50	---	---	---

Les variables sont définies comme suit :

N : nombre d'observations firme-année

$X_{it}/P_{it-1}$  : ratio Bénéfice/cours

$R_{it}$  : le rendement non provisionnel par action de la firme i durant douze mois commençant neuf mois avant la fin de l'année fiscale t

$D_{it}$  : variable dichotomique qui est égale à 1 si  $R_{it} < 0$  et à 0 sinon

Le modèle modifié de Basu (1997) se présente comme suit :

$$X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 D_{it} * R_{it} + \beta_4 IFRS_{it} + \beta_5 IFRS_{it} * D_{it} + \beta_6 IFRS_{it} * R_{it} + \beta_7 IFRS_{it} * D_{it} * R_{it} + \varepsilon_{it}$$

Les données, sont extraites de *Compustat*, couvrent la période 2000-2009

- L'endettement

Pour l'étude de la variation de l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable en fonction de l'endettement de l'entreprise, nous recourons à deux sous-échantillons, à savoir : un sous-échantillon « Entreprises fortement endettées » et un sous-échantillon « Entreprises faiblement endettées ».

Le tableau 4.3 présente les statistiques descriptives du ratio  $X_{it}/P_{it-1}$ , des rendements boursiers et de la variable muette  $D_{it}$ .

Ainsi, à la lecture du tableau 4.3, nous pouvons tirer les enseignements suivants :

- S'agissant de la pratique du conservatisme comptable, durant la période 2000-2009, nous observons, aussi bien pour le sous-échantillon « Entreprises fortement endettées » que pour le sous-échantillon « Entreprises faiblement endettées », que les médianes du ratio Bénéfice/cours sont supérieures aux moyennes, ce qui signifie que la distribution des résultats est désaxée vers la gauche (ou négativement désaxée). Aussi, nous remarquons, et ce, pour les deux sous-échantillons, que les écarts types des rendements boursiers sont supérieurs aux écarts types des résultats, ce qui est en cohérence avec les caractéristiques intrinsèques des chiffres comptables qui sous-estiment la valeur de l'entreprise en raison de la pratique du conservatisme comptable. Nos résultats sont en cohérence avec ceux des recherches antérieures (Ball, Kothari et Robin, 2000 ; Garcia Lara, Garcia Osma et Penalva, 2009b ; Garcia Lara, Rueda Torres et Vazquez Veira, 2008).

- Durant la période 2000-2009, et pour ce qui est de la comparaison entre nos deux sous-échantillons, nous constatons que la moyenne de la variable bénéfice par action des entreprises qui sont faiblement endettées est supérieure à celle des entreprises qui sont fortement endettées. Ainsi, la moyenne de la variable bénéfice par action des entreprises qui sont faiblement endettées est de 0,0357. Ce bénéfice par action varie entre -1,1753 et 1,4925. En revanche, le bénéfice par action des entreprises qui sont fortement endettées est de 0,0256, avec un maximum de 0,9137 et un minimum de -0,9495.

- Durant la période 2000-2009, nous observons que le rendement moyen des entreprises qui sont faiblement endettées est supérieur à celui des entreprises qui sont fortement endettées. Ainsi, on remarque que le rendement moyen des entreprises qui sont faiblement endettées est de 0.0050, avec un maximum de 3 et -4,4403. L'écart type est de

0,6063. En revanche, le rendement moyen des entreprises qui sont fortement endettées est de -0,0572, avec un maximum de 2,7294 et un minimum de -4,7895.

- Durant la période 2000-2009, nous remarquons que 53 % des entreprises ayant un endettement faible sont caractérisées par des rendements négatifs contre 55 % pour les entreprises ayant un endettement élevé.

Tableau 4.3

## Statistiques descriptives de l'échantillon « Endettement »

	Variabes	Médiane	Moyenne	Écart type	Minimum	Maximum
2000-2009						
Entreprises faiblement endettées (N=2418)	$X_{it}/P_{it-1}$	0,0488	0,0357	0,1447	-1,1753	1,4925
	$R_{it}$	-0,0317	0,0050	0,6063	-4,4403	3,0000
	$D_{it}$	---	0,53	---	---	---
Entreprises fortement endettées (N=682)	$X_{it}/P_{it-1}$	0,0504	0,0256	0,1569	-0,9495	0,9137
	$R_{it}$	-0,0536	-0,0572	0,6482	-4,7895	2,7294
	$D_{it}$	---	0,55	---	---	---

Les variables sont définies comme suit :

N : nombre d'observations firme-année

$X_{it}/P_{it-1}$  : ratio Bénéfice/cours

$R_{it}$  : le rendement non prévisionnel par action de la firme i durant douze mois commençant neuf mois avant la fin de l'année fiscale t

$D_{it}$  : variable dichotomique qui est égale à 1 si  $R_{it} < 0$  et à 0 sinon

Le modèle modifié de Basu (1997) se présente comme suit :

$$X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 D_{it} * R_{it} + \beta_4 IFRS_{it} + \beta_5 IFRS_{it} * D_{it} + \beta_6 IFRS_{it} * R_{it} + \beta_7 IFRS_{it} * D_{it} * R_{it} + \varepsilon_{it}$$

Les données, sont extraites de *Compustat*, couvrent la période 2000-2009

La présentation des statistiques descriptives des variables incluses dans les différents modèles testés montre que les entreprises françaises pratiquent le conservatisme comptable.

Aussi, nous constatons que nos résultats sont en cohérence avec ceux des recherches antérieures (Ball, Kothari et Robin, 2000 ; Garcia Lara, Garcia Osma et Penalva, 2009b ; Garcia Lara, Rueda Torres et Vazquez Veira, 2008).

## 4.2 Résultats des régressions

Pour mesurer l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le conservatisme comptable, ce mémoire étudie la variation du niveau du conservatisme comptable avant et après l'adoption des normes IFRS, d'une part et la variation du niveau du conservatisme comptable avant et après l'adoption des normes IFRS en fonction de deux caractéristiques organisationnelles (la taille et l'endettement), d'autre part.

Cette section présente les résultats des tests. Le premier point présente les résultats du test de l'hypothèse  $H_1$ . Le deuxième point présente les résultats du test de l'hypothèse  $H_2$  et le troisième point présente les résultats du test de l'hypothèse  $H_3$ .

### 4.2.1 Test de l'hypothèse $H_1$

Pour rappel, l'hypothèse  $H_1$  préconise que l'adoption par les firmes françaises des normes IFRS devrait conduire à une baisse du niveau du conservatisme comptable. Pour valider empiriquement cette hypothèse, la variation du niveau du conservatisme comptable sera opérationnalisée à l'aide de deux modèles empiriques. Ainsi, nous allons utiliser le modèle de Basu (1997) dans sa version originelle selon les normes françaises (modèle Pré-IFRS) et selon les normes IFRS (modèle Post-IFRS), notre démarche est similaire à celle réalisée dans le contexte grec par Kaytmaz, Balsari, Ozkan et Durak (2010). Aussi, nous allons utiliser, pour l'ensemble du panel, une version modifiée du modèle Basu (1997), et ce, à l'instar de Piot, Dumontier et Janin (2010) et André et Filip (2011). Cette approche nous permettra de mieux appréhender la variation du conservatisme comptable des firmes françaises cotées.

- Le modèle de Basu (1997)

Dans ce mémoire, nous avons testé empiriquement la variation du niveau du conservatisme comptable dans le contexte français. Pour ce faire, nous avons appliqué le modèle de Basu (1997) à chacun de nos deux sous-échantillons (échantillon Pré-IFRS et échantillon Post-IFRS). Le

tableau 4.4 expose les résultats des régressions en panel sur nos deux sous-échantillons : Pré-IFRS (2000-2004) et Post-IFRS (2005-2009). Le tableau 4.4 révèle des résultats importants.

Pour rappel, le modèle de Basu (1997), que nous avons présenté dans le chapitre III, suggère que le conservatisme comptable découle d'une incorporation asymétrique des bonnes et des mauvaises nouvelles au niveau des résultats comptables. Ainsi, les mauvaises nouvelles sont incorporées plus rapidement dans les résultats comptables comparativement aux bonnes nouvelles.

Dans le modèle de Basu (1997), l'association entre le résultat comptable et les rendements positifs, qui représentent la variable de substitution (« *proxy* ») des bonnes nouvelles, est captée par le coefficient  $\beta_2$ . Quant à l'association entre le résultat comptable et les rendements négatifs, qui représentent la variable de substitution (« *proxy* ») des mauvaises nouvelles, elle est captée par la somme du coefficient  $\beta_2$  et du coefficient  $\beta_3$ .

Selon Pope et Walker (1999), Ball, Kothari et Robin (2000) et Khan et Watts (2009), c'est le coefficient  $\beta_3$  qui nous renseigne sur la pratique du conservatisme comptable. Dans le cadre de notre étude, nous allons nous intéresser à la variation du coefficient  $\beta_3$  à la suite de l'adoption du référentiel international et nous allons comparer le  $R^2$  ajusté du modèle de Basu (1997) appliqué à l'échantillon Pré-IFRS et le  $R^2$  ajusté du modèle de Basu (1997) appliqué à l'échantillon Post-IFRS.

À la lecture du tableau 4.4, nous constatons que, selon la statistique de Fisher, nos deux régressions sont statistiquement significatives aux seuils conventionnels de 1 %. Ces résultats indiquent que le modèle de Basu (1997) mesure efficacement le conservatisme comptable. Ensuite, selon le test t de *Student*, nous constatons que durant la période Pré-IFRS, les coefficients de la régression sont statistiquement significatifs au seuil minimal de 1%. Aussi, nous remarquons que les coefficients  $\beta_1$  et  $\beta_2$  sont négatifs. En revanche, nous remarquons pour la période Post-IFRS, selon le test t de *Student*, que tous les coefficients de la régression sont positifs et que seulement la constante et le coefficient  $\beta_3$  sont statistiquement significatifs au seuil conventionnel de 1%.

Nous constatons que le coefficient d'interaction  $\beta_3$ , qui mesure la sensibilité des résultats aux rendements négatifs, est positif et significatif au seuil de 1 %, et ce, aussi bien pour dans le

modèle de Basu (1997) appliqué à l'échantillon Pré-IFRS ( $\beta_3=0,1173$ ) que dans le modèle de Basu (1997) appliqué à l'échantillon Post-IFRS ( $\beta_3=0,0808$ ). Cela signifie que les firmes françaises cotées pratiquent le conservatisme comptable aussi bien lorsqu'elles appliquaient les normes françaises que lorsqu'elles utilisent les normes IFRS. Il s'en suit, comme l'ont déjà montré Ding et Stolowy (2006) durant la décennie 90, lorsque les firmes françaises pratiquent le conservatisme comptable.

Néanmoins, comme notre mémoire examine l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme, nous nous intéressons à la variation du coefficient  $\beta_3$ . Ainsi, nous constatons que le coefficient  $\beta_3$  du modèle de Basu (1997) appliqué à l'échantillon Post-IFRS est inférieur au coefficient  $\beta_3$  du modèle de Basu (1997) appliqué à l'échantillon Pré-IFRS. Conséquemment, nos résultats confirment une baisse du niveau du conservatisme comptable après l'introduction des normes IFRS en France (l'hypothèse  $H_1$  est acceptée).

Enfin, la comparaison du coefficient de détermination  $R_a^2$  du modèle de Basu (1997) appliqué à l'échantillon Post-IFRS avec celui du modèle de Basu (1997) appliqué à l'échantillon Pré-IFRS révèle que, pendant la période 2000-2004, les résultats comptables des firmes françaises cotées sont plus rapides à incorporer les mauvaises nouvelles que les bonnes nouvelles. En effet, le coefficient de détermination  $R_a^2$  du modèle de Basu (1997) appliqué à l'échantillon Pré-IFRS est nettement supérieur au  $R_a^2$  du modèle de Basu (1997) appliqué à l'échantillon Post-IFRS. Ce coefficient de détermination est de l'ordre de 6,18 % dans le modèle Pré-IFRS, alors qu'il atteint 3,27 % dans le modèle Post-IFRS (l'hypothèse  $H_1$  est acceptée). En se basant sur le coefficient de détermination, il semble que les normes IFRS sont moins conservatrices que les normes françaises.

Tableau 4.4  
Modèle de Basu (1997)

	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	Statistiques du modèle
Modèle	0,1000*	-0,0821*	-0,0729*	0,1173*	F=27,30*
Pré-IFRS	(7,76)	(-5,51)	(-4,22)	(6,01)	$R^2_a=0,0618$
N=1 248					
Modèle	0,0425*	0,0141*	0,0121*	0,0806*	F=21,35
Post-IFRS	(6,78)	(1,95)	(0,88)	(4,41)	$R^2_a = 0,0327$
N =1 899					

Les données, sont extraites de *Compustat*, couvrent la période 2000-2009. Le modèle de Basu (1997) se présente comme suit :

$$X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 D_{it} * R_{it} + \varepsilon_{it}$$

Avec :

$X_{it}/P_{it-1}$  : ratio Bénéfice/cours

$R_{it}$  : le rendement non prévisionnel par action de la firme  $i$  durant douze mois commençant neuf mois avant la fin de l'année fiscale  $t$

$D_{it}$  : variable dichotomique qui est égale à 1 si  $R_{it} < 0$  et à 0 sinon

Les coefficients  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  et  $\beta_3$  correspondent respectivement aux coefficients de régression de la constante, de  $D_{it}$ , de  $R_{it}$ , et de  $(D_{it} * R_{it})$ .

Entre parenthèses figurent les valeurs des statistiques  $t$  de Student

N : nombre d'observations firme-année

F : test de Fisher

$R^2_a$  : coefficient de détermination ajusté

\*\* et \* : significatifs au seuil de 5% et 1% respectivement

Afin d'asseoir la robustesse de nos conclusions, nous allons utiliser un modèle modifié de Basu (1997), qui intègre, en sus des variables explicatives incluses dans le modèle de Basu (1997), des variables dichotomiques temporelles permettant de contrôler les effets de l'adoption des normes IFRS survenues pendant la période d'étude (2000-2009).

#### - Le modèle de Basu (1997) modifié

Nous en venons, maintenant, à discuter des résultats obtenus avec le modèle modifié de Basu (1997). Ces derniers sont conformes aux prédictions formulées dans l'hypothèse  $H_1$ , aux

résultats obtenus avec le modèle de Basu (1997) et aux conclusions des études empiriques existantes.

Dans le modèle modifié de Basu (1997), l'association entre le résultat comptable et les rendements positifs, qui représentent la variable de substitution (« *proxy* ») des bonnes nouvelles, est captée par le coefficient  $\beta_2$ . Le coefficient  $\beta_6$  capte l'effet marginal de l'adoption des normes IFRS sur l'association entre le résultat comptable et les rendements positifs. Quant à l'association entre le résultat comptable et les rendements négatifs, qui représentent la variable de substitution (« *proxy* ») des mauvaises nouvelles, elle est captée par le coefficient d'interaction  $\beta_3$ . Le coefficient  $\beta_7$  capte l'effet incrémental de l'adoption des normes IFRS sur l'association entre le résultat comptable et les rendements négatifs.

Le tableau 4.5 révèle des résultats importants. Ainsi, selon la statistique de Fisher, la régression est statistiquement significative au seuil conventionnel de 1%. Ce résultat indique que le modèle modifié de Basu (1997) décrit efficacement l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable des entreprises françaises cotées. Ensuite, selon le test *t* de *Student*, tous les coefficients de la régression sont statistiquement significatifs au seuil conventionnel de 1 %, et ce, à l'exception du coefficient  $\beta_7$ .

Pour mesurer l'impact de l'adoption des normes IFRS sur la pratique du conservatisme comptable en appliquant le modèle modifié de Basu (1997), nous sommes amenés à comparer les deux à deux les coefficients  $\beta_2$  et  $\beta_6$  et les coefficients  $\beta_3$  et  $\beta_7$ . La comparaison coefficients  $\beta_2$  et  $\beta_6$  nous permet de voir si la rapidité de comptabilisation des bonnes nouvelles en gain a augmenté ou a baissé à la suite de l'adoption des normes IFRS. De même La comparaison coefficients  $\beta_3$  et  $\beta_7$  nous permet de voir si la rapidité de comptabilisation des mauvaises nouvelles en pertes a augmenté ou a baissé à la suite de l'adoption des normes IFRS.

Les résultats obtenus sur les coefficients  $\beta_2$ ,  $\beta_6$ ,  $\beta_3$  et  $\beta_7$  sont globalement dans la lignée de ceux trouvés par les travaux empiriques existants (André et Filip, 2011 ; Piot, Dumontier et Janin, 2010).

Ainsi, les résultats concernant les coefficients  $\beta_2$  et  $\beta_6$  sont les suivants. La rapidité d'incorporation des bonnes nouvelles dans le résultat comptable a augmenté après l'adoption des normes IFRS. Ainsi, le coefficient  $\beta_2$  est de l'ordre de -0,0729 et le coefficient  $\beta_6$  est de l'ordre de

0,0850. Ces résultats sont en adéquation avec les effets attendus de la mise en œuvre du principe de la juste valeur qui préconise la comptabilisation des plus values latentes. Aussi, ces résultats sont conformes à ceux d'André et Filip (2011) qui ont trouvé, dans le contexte français, un coefficient  $\beta_2$  de l'ordre de 0,073 et un coefficient  $\beta_6$  est de l'ordre de 0,096. En revanche, Piot, Dumontier et Janin (2010) ont constaté que la rapidité d'incorporation des bonnes nouvelles dans le résultat comptable a baissé après l'adoption des normes IFRS. Ils ont trouvé, dans le contexte français, un coefficient  $\beta_2$  de l'ordre de 0,017 et un coefficient  $\beta_6$  est de l'ordre de 0,013.

S'agissant des résultats relatifs aux coefficients  $\beta_3$  et  $\beta_7$ , ils sont les suivants. La rapidité d'incorporation des mauvaises nouvelles dans le résultat comptable a baissé à la suite de l'adoption des normes IFRS. Ainsi, le coefficient  $\beta_3$  est de l'ordre de 0,1173 et le coefficient  $\beta_7$  est de l'ordre de -0,0364. Ces résultats sont conformes à ceux proposés par André et Filip (2011) qui, dans le contexte français, ont trouvé un coefficient  $\beta_3$  de l'ordre de 0,456 et un coefficient  $\beta_6$  est de l'ordre de -0,277. Aussi, Piot, Dumontier et Janin (2010) ont trouvé, dans le contexte français, un coefficient  $\beta_3$  de l'ordre de 0,193 et un coefficient  $\beta_7$  est de l'ordre de -0,075.

En conséquence, nos résultats confirment une baisse du niveau du conservatisme comptable des firmes françaises cotées à la suite de l'adoption du référentiel international (l'hypothèse  $H_1$  est supportée).

Tableau 4.5

Modèle modifié de Basu (1997)

	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$\beta_7$	Statistiques du modèle
Entreprises françaises cotées	0,1000 (7,76)	-0,0821 (-5,51)	-0,0729 (-4,22)	0,1173 (6,01)	-0,0575 (-4,02)	0,0962 (5,67)	0,0850 (3,89)	-0,0364 (-1,37)	F=24,88*  R <sup>2</sup> <sub>a</sub> =0,0526
N= 3 147									

Les données, sont extraites de *Compustat*, couvrent la période 2000-2009.

Le modèle modifié de Basu (1997) se présente comme suit :

$$X_{it}/P_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 D_{it} * R_{it} + \beta_4 IFRS_{it} * R_{it} + \beta_5 IFRS_{it} * D_{it} + \beta_6 IFRS_{it} * R_{it} + \beta_7 IFRS_{it} * D_{it} * R_{it} + \varepsilon_{it}$$

Avec :

$X_{it}/P_{i,t-1}$  : ratio Bénéfice/cours

$R_{it}$  : le rendement non prévisionnel par action de la firme  $i$  durant douze mois commençant neuf mois avant la fin de l'année fiscale  $t$

$D_{it}$  : variable dichotomique qui est égale à 1 si  $R_{it} < 0$  et à 0 sinon

La variable IFRS est égale à 1 pour les années 2005, 2006, 2007, 2008 et 2009 et est égale à 0 : pour les années 2000, 2001, 2002, 2003 et 2004. Les coefficients

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6$  et  $\beta_7$  correspondent respectivement aux coefficients de régression de la constante, de  $D_{it}$ , de  $R_{it}$ , de  $(D_{it} * R_{it})$ , de  $(IFRS_{it} * D_{it})$ , de  $(IFRS_{it} * R_{it})$  et de  $(IFRS_{it} * D_{it} * R_{it})$

Entre parenthèses figurent les valeurs des statistiques  $t$  de *Student*

N : nombre d'observations firme-année

F : test de Fisher

R<sup>2</sup><sub>a</sub> : coefficient de détermination ajusté

\*\* et \* : significatifs au seuil de 5% et 1% respectivement

#### 4.2.2 Test de l'hypothèse $H_2$

Jusque-là, nous nous sommes intéressés à l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable des entreprises françaises cotées, sans les distinguer. La deuxième étape de notre recherche consiste à tester l'hypothèse selon laquelle l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable varie en fonction de la taille de l'entreprise. Plus précisément, nous cherchons à voir si l'effet du passage aux normes internationales d'information financière en France est plus important dans les grandes entreprises, comparativement aux petites entreprises.

En effet, plusieurs études empiriques se sont intéressées à la variation du niveau du conservatisme comptable en fonction de la taille de l'entreprise. Dans le contexte américain, Giner et Rees (2001) et Basu, Hwang et Jan (2001a) ont constaté que les petites entreprises pratiquent le conservatisme comptable d'une manière plus prononcée, comparativement aux grandes entreprises. Aussi, dans le contexte français, Ding et Stolowy (2006) constatent que les petites entreprises sont plus conservatrices que les grandes. Toutefois, nous ne pouvons pas comparer nos résultats avec d'autres études empiriques vu qu'aucune étude ne s'est intéressée, à ce jour, à l'analyse de l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable selon les caractéristiques organisationnelles.

Pour le test de l'hypothèse  $H_2$ , nous appliquons le modèle modifié de Basu (1997) à chacun de nos deux sous-échantillons (« Petites entreprises » et « Grandes entreprises »). Le Tableau 4.6 expose les résultats des régressions en panel sur les deux sous-échantillons et révèle des résultats importants.

Ainsi, le tableau 4.6 nous indique que, selon la statistique de Fisher, les deux régressions sont statistiquement significatives au seuil conventionnel de 1 %. Ces résultats indiquent que le modèle modifié de Basu (1997) décrit efficacement l'impact des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable, et ce, compte tenu de la taille des entreprises.

Ensuite, selon le test t de Student, tous les coefficients de régression du modèle des petites entreprises, ne sont pas significatifs aux seuils conventionnels de 1 % et de 5 % et de 10 %, et ce, hormis le coefficient d'interaction  $\beta_5$  qui est statistiquement significatif au seuil de 5 %.

Aussi, pour le modèle des grandes entreprises, nous constatons que ce sont seulement les coefficients d'interaction  $\beta_3$ ,  $\beta_6$  et  $\beta_7$  qui ne sont pas significatifs aux seuils conventionnels de 1 %, de 5 % et de 10 %.

Aussi, nous remarquons que le niveau du conservatisme comptable des grandes et des petites entreprises a baissé à la suite du passage aux normes internationales d'information financière. Pour le sous-échantillon « Petites entreprises », la rapidité d'incorporation des bonnes nouvelles dans le résultat comptable a augmenté après l'adoption des normes IFRS. Ainsi, le coefficient  $\beta_2$  est de l'ordre de -0,0566 et le coefficient  $\beta_6$  est de l'ordre de 0,0768. Quant à la rapidité d'incorporation des mauvaises nouvelles dans le résultat comptable, elle a baissé à la suite de l'adoption des normes IFRS. Ainsi, le coefficient  $\beta_3$  est de l'ordre de 0,0864 et le coefficient  $\beta_7$  est de l'ordre de -0,0115.

Nous remarquons la même tendance pour le sous-échantillon « Grandes entreprises ». En effet, la rapidité d'incorporation des bonnes nouvelles dans le résultat comptable a augmenté après l'adoption des normes IFRS. Nous constatons que le coefficient  $\beta_2$  est de l'ordre de -0,0702 et que le coefficient  $\beta_6$  est de l'ordre de 0,0758. S'agissant de la rapidité d'incorporation des mauvaises nouvelles dans le résultat comptable, elle a baissé à la suite du passage aux normes IFRS. Ainsi, le coefficient  $\beta_3$  est de l'ordre de 0,1229 et le coefficient  $\beta_7$  est de l'ordre de -0,0386.

Enfin, les résultats du tableau 4.6 indiquent que le niveau du conservatisme comptable apparaît plus important pour les grandes entreprises que pour les petites. Ainsi, le coefficient de détermination  $R^2_a$  obtenu à partir du modèle des grandes entreprises est nettement supérieur au  $R^2_a$  du modèle des petites entreprises. Ce coefficient de détermination atteint 54,80 % dans le modèle des grandes entreprises, alors qu'il atteint 5,50% dans le modèle des petites entreprises. En se basant sur le coefficient de détermination, il semble que l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable a été plus important pour les grandes entreprises que pour les petites entreprises (l'hypothèse  $H_2$  est supportée).

Tableau 4.6

Modèle modifié de Basu (1997) selon la taille

	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$\beta_7$	Statistiques du modèle
Petites entreprises N = 1 546	0,0499 (2,57)	-0,0713 (-3,23)	-0,0566 (-2,23)	0,0864 (3,18)	-0,0233 (-1,08)	0,0921** (3,66)	0,0768 (2,47)	-0,0115 (-0,31)	F= 12,90*  R <sup>2</sup> <sub>a</sub> = 0,055
Grandes entreprises N = 1 601	0,1310* (7,78)	-0,0781* (-3,85)	-0,0702 (-2,92)	0,1229* (4,04)	-0,0751* (-3,91)	0,0890* (3,86)	0,0758 (2,41)	-0,0386 (-0,97)	F = 13,20*  R <sup>2</sup> <sub>a</sub> = 0,548

Les données, sont extraites de *Compustat*, couvrent la période 2000-2009.

Le modèle modifié de Basu (1997) se présente comme suit :

$$X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 D_{it} * R_{it} + \beta_4 IFRS_{it} * D_{it} + \beta_5 IFRS_{it} * R_{it} + \beta_6 IFRS_{it} * D_{it} * R_{it} + \beta_7 R_{it} + \varepsilon_{it}$$

Avec :

$X_{it}/P_{it-1}$  : ratio Bénéfice/cours

$R_{it}$  : le rendement non prévisionnel par action de la firme  $i$  durant douze mois commençant neuf mois avant la fin de l'année fiscale  $t$

$D_{it}$  : variable dichotomique qui est égale à 1 si  $R_{it} < 0$  et à 0 sinon

La variable IFRS est égale à 1 pour les années 2005, 2006, 2007, 2008 et 2009 et est égale à 0 : pour les années 2000, 2001, 2002, 2003 et 2004. Les coefficients  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$ ,  $\beta_4$ ,  $\beta_5$ ,  $\beta_6$  et  $\beta_7$  correspondent respectivement aux coefficients de régression de la constante, de  $D_{it}$ , de  $R_{it}$ , de  $(D_{it} * R_{it})$ , de  $(IFRS_{it} * D_{it})$ , de  $(IFRS_{it} * R_{it})$  et de  $(IFRS_{it} * D_{it} * R_{it})$

Entre parenthèses figurent les valeurs des statistiques  $t$  de Student

N : nombre d'observations firme-année

F : test de Fisher

R<sup>2</sup><sub>a</sub> : coefficient de détermination ajusté

\*\* et \* : significatifs au seuil de 5% et 1% respectivement

#### 4.2.3 Test de l'hypothèse $H_3$

Outre l'hypothèse  $H_2$ , l'hypothèse  $H_3$  prédit la variation de l'impact du passage aux normes IFRS en fonction des caractéristiques organisationnelles. Plus précisément, l'hypothèse  $H_3$  prédit que la baisse du niveau du conservatisme comptable à la suite de l'adoption du référentiel international est plus importante dans les entreprises qui sont faiblement endettées. En effet, Basu, Hwang et Jan (2001b) et Ball et Shivakumar (2005) ont montré que ce sont les entreprises qui sont caractérisées par un niveau élevé d'endettement qui ont une pratique prononcée du conservatisme comptable. Néanmoins, nous nous trouvons dans l'impossibilité de comparer nos résultats avec ceux d'autres études empiriques, car nous ne trouvons pas d'études ayant porté sur l'analyse de l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable selon le niveau de l'endettement de l'entreprise.

Nous adoptons, pour le test de l'hypothèse  $H_3$ , une procédure identique à celle du test de l'hypothèse  $H_2$ . En d'autres termes, nous appliquons le modèle modifié de Basu (1997) à chacun de nos deux sous-échantillons, à savoir : « Entreprises à endettement faible » et « Entreprises à endettement élevé ».

Le tableau 4.7 expose les résultats des régressions en panel sur les deux sous-échantillons, les entreprises ayant un faible niveau d'endettement et les entreprises ayant un niveau élevé d'endettement.

À la lecture du tableau 4.7, nous remarquons que, selon la statistique de Fisher, les deux régressions sont statistiquement significatives au seuil conventionnel de 1 %. Ces résultats indiquent que le modèle modifié de Basu (1997) décrit efficacement l'impact des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable, et ce, compte tenu du niveau de l'endettement des entreprises.

Ensuite, selon le test t de *Student*, tous les coefficients de régression du modèle des entreprises, ne sont pas significatifs aux seuils conventionnels de 1 % et de 5 %. Aussi, nous constatons que les coefficients d'interaction  $\beta_3$ ,  $\beta_6$  et  $\beta_7$  ne sont pas significatifs aux seuils conventionnels de 1 % et de 5 %.

Aussi, nous remarquons que le niveau du conservatisme comptable des entreprises qui sont faiblement endettées et des entreprises qui sont fortement endettées a baissé à la suite de l'adoption des normes IFRS. Pour le sous-échantillon « Entreprises à endettement faible », la rapidité d'incorporation des bonnes nouvelles dans le résultat comptable a augmenté après l'adoption des normes IFRS. Ainsi, le coefficient  $\beta_2$  est négatif et de l'ordre de -0,0766 et le coefficient  $\beta_6$  est de l'ordre de 0,0969. Quant à la rapidité d'incorporation des mauvaises nouvelles dans le résultat comptable, elle a baissé à la suite de l'adoption des normes IFRS. Ainsi, le coefficient  $\beta_3$  est de l'ordre de 0,1153 et le coefficient  $\beta_7$  est de l'ordre de -0,0590.

Il en est de même pour le sous-échantillon « Entreprises à endettement élevé ». En effet, la rapidité d'incorporation des bonnes nouvelles dans le résultat comptable a augmenté après le passage aux normes IFRS. Nous constatons que le coefficient  $\beta_2$  est de l'ordre de -0,0367 et que le coefficient  $\beta_6$  est de l'ordre de 0,0083. Aussi, la rapidité d'incorporation des mauvaises nouvelles dans le résultat comptable a baissé. Ainsi, le coefficient  $\beta_3$  est de l'ordre de 0,0875 et le coefficient  $\beta_7$  est de l'ordre de 0.0815.

Enfin, les résultats du tableau 4.7 révèlent que le niveau du conservatisme comptable apparaît plus important pour les entreprises qui sont fortement endettées que pour les entreprises qui sont faiblement endettées. Ainsi, le coefficient de détermination  $R_a^2$  obtenu à partir du modèle des entreprises qui sont fortement endettées est nettement supérieur au  $R_a^2$  du modèle des entreprises qui sont faiblement endettées. Ce coefficient de détermination atteint 9,60 % dans le modèle des entreprises qui sont fortement endettées, alors qu'il atteint 4,35 % dans le modèle des entreprises qui sont faiblement endettées. En se basant sur le coefficient de détermination, il semble que l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable a été plus important pour les entreprises qui affichent un niveau élevé d'endettement (l'hypothèse  $H_3$  est rejetée).

Tableau 4.7

Modèle modifié de Basu (1997) selon le niveau d'endettement

	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$\beta_7$	Statistiques du modèle
Entreprises à endettement faible N = 2 418	0,0996* (6,44)	-0,0756* (-4,43)	-0,0766* (-3,91)	0,1153 (5,16)	-0,0597** (-3,53)	0,0878* (4,48)	0,0969* (4,08)	-0,0590 (-2,06)	F = 15,65*  R <sup>2</sup> <sub>a</sub> = 0,0435
Entreprises à endettement élevé N = 682	0,0992* (4,61)	-0,1068** (-3,53)	-0,0367 (-0,97)	0,0875 (2,14)	-0,0447 (-1,60)	0,1235** (3,50)	0,0083 (0,14)	0,0815 (1,13)	F = 10,23*  R <sup>2</sup> <sub>a</sub> = 0,0960

Les données, sont extraites de *Compustat*, couvrent la période 2000-2009.

Le modèle modifié de Basu (1997) se présente comme suit :

$$X_{it}/P_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 D_{it} * R_{it} + \beta_4 IFRS_{it} * R_{it} + \beta_5 IFRS_{it} * D_{it} + \beta_6 IFRS_{it} * R_{it} + \beta_7 IFRS_{it} * D_{it} * R_{it} + \varepsilon_{it}$$

Avec :

$X_{it}/P_{i,t-1}$  : ratio Bénéfice/cours

$R_{it}$  : le rendement non prévisionnel par action de la firme  $i$  durant douze mois commençant neuf mois avant la fin de l'année fiscale  $t$

$D_{it}$  : variable dichotomique qui est égale à 1 si  $R_{it} < 0$  et à 0 sinon

La variable IFRS est égale à 1 pour les années 2005, 2006, 2007, 2008 et 2009 et est égale à 0 : pour les années 2000, 2001, 2002, 2003 et 2004. Les coefficients  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$ ,  $\beta_4$ ,  $\beta_5$ ,  $\beta_6$  et  $\beta_7$  correspondent respectivement aux coefficients de régression de la constante, de  $D_{it}$ , de  $R_{it}$ , de  $(D_{it} * R_{it})$ , de  $(IFRS_{it} * R_{it})$ , de  $(IFRS_{it} * D_{it})$ , de  $(IFRS_{it} * R_{it} * D_{it})$

Entre parenthèses figurent les valeurs des statistiques  $t$  de *Student*

N : nombre d'observations firme-année

#### 4.3 Comparaison avec les études antérieures

D'un point de vue empirique, nous n'avons pas connaissance d'études portant exclusivement sur la France et traitant de l'analyse de l'impact du passage aux normes IFRS en fonction des caractéristiques organisationnelles, en l'occurrence la taille et l'endettement. Les seules études dont nous avons connaissance et que nous avons citées dans notre revue de la littérature concernent les contextes européen et turc.

Dans le contexte européen, Piot, Dumontier et Janin (2010) et André et Filip (2011) se sont attachés à l'étude de l'effet de l'adoption du référentiel international sur le niveau du conservatisme comptable, et ce, en prenant en compte les caractéristiques institutionnelles de ces pays. Les auteurs ont constaté une baisse remarquable du niveau du conservatisme comptable après l'adoption obligatoire du référentiel international.

Ainsi, Piot, Dumontier et Janin (2010) ont constaté que ce sont les firmes des pays de droit scandinave qui ont connu la baisse la plus prononcée suivies par les firmes des pays de droit français. Quant à André et Filip (2011), ils ont trouvé que cette baisse est enregistrée par les pays de droit codifié, par les pays de droit français, par les pays de droit germanique et également par les pays caractérisés par une économie fermée et des marchés financiers peu développés, et ce, compte non tenu de la rigueur quant à l'application de la loi. La même tendance est observée pour les différentes classifications retenues concernant les niveaux de gouvernance et la mise en application des lois. Enfin, les auteurs ont remarqué une diminution du niveau du conservatisme comptable pour les pays où le rapprochement entre la comptabilité et la fiscalité est très prononcé.

Quant à l'étude de Brouwer (2007), elle n'a porté que sur les données de la seule année 2005, ce qui ne permet pas de tirer de conclusions sur l'impact du passage aux normes IFRS sur le conservatisme comptable. En Turquie, Kaytmaz Balsari, Ozkan et Durak (2010) ont trouvé que le niveau de la rapidité de divulgation et le niveau de conservatisme comptable ont augmenté avec l'application des normes IFRS à compter de 2005.

Pris globalement, les résultats de ces études, à l'exception de celle menée en Turquie, ainsi que les nôtres, valident l'hypothèse selon laquelle le conservatisme comptable a baissé après le passage aux normes IFRS.

En guise de conclusion, l'adoption des normes IFRS en France, en raison de la préconisation de l'évaluation à la juste valeur, doit avoir entraîné une baisse du conservatisme comptable. Aussi cette baisse doit avoir été plus importante pour les petites entreprises et pour les entreprises les moins endettées. Ainsi, cette baisse du niveau du conservatisme comptable porterait atteinte à l'efficience des contrats et donnerait lieu, entre autre, à une augmentation du coût de l'endettement.

Pour un échantillon d'entreprises françaises cotées sur la période 2000-2009, nous apportons des résultats qui sont conformes à la première et la deuxième hypothèse. En revanche, nos résultats n'ont pas permis de valider la troisième hypothèse. Le tableau 4.8 représente une synthèse de nos trois hypothèses.

Aussi, nous tenons à souligner que vu que nous nous sommes intéressés aux seules entreprises qui ont adopté les normes IFRS d'une manière obligatoire. En cela, l'estimation des différentes régressions utilisées dans le cadre de cette étude n'est pas biaisée, car nous avons écarté les entreprises qui ont adopté les normes IFRS d'une manière volontaire.

Au final, les résultats de l'étude proposée dans ce mémoire contribuent à éclairer le débat portant sur l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le niveau du conservatisme comptable.

Tableau 4.8

Synthèse des hypothèses

Hypothèse	Résultat
<p><i>Hypothèse H<sub>1</sub> : Le niveau du conservatisme comptable pratiqué par les firmes françaises a baissé durant la période 2005-2009 comparativement à la période 2000-2004.</i></p>	<p>Supportée</p>
<p><i>Hypothèse H<sub>2</sub> : Il existe une relation entre la variation du niveau du conservatisme comptable à la suite de l'adoption du référentiel international et la taille de l'entreprise.</i></p>	<p>Supportée</p>
<p><i>Hypothèse H<sub>3</sub> : Il existe une relation entre la variation du niveau du conservatisme comptable à la suite de l'adoption du référentiel international et le niveau de l'endettement de l'entreprise.</i></p>	<p>Rejetée</p>

## CONCLUSION GÉNÉRALE

L'objectif de ce mémoire était d'identifier l'impact de l'adoption obligatoire des normes IFRS sur le conservatisme comptable en France. Après avoir exposé les apports de notre mémoire, sont présentées une brève synthèse, ses limites, ainsi que les avenues de recherches futures qui en découlent.

Notre mémoire, plus précisément, s'est intéressé :

- à proposer des éléments de réponse aux nombreuses critiques formulées à l'encontre de l'adoption obligatoire des normes IFRS qui sont réputées comme portant atteinte au conservatisme comptable;
- à traiter de l'impact de l'adoption obligatoire des normes IFRS sur le conservatisme comptable en fonction de la taille de l'entreprise ;
- à traiter de l'impact de l'adoption obligatoire des normes IFRS sur le conservatisme comptable en fonction du niveau de l'endettement de l'entreprise.

La mise en contexte développée dans le chapitre I du mémoire visait à présenter le modèle comptable anglo-saxon, d'où sont issues les normes IFRS et le modèle comptable continental, dont la France représente un exemple typique. Cette perspective met en évidence la divergence entre les fondements théoriques de ces deux modèles comptables. En outre, nous avons présenté la normalisation comptable française qui était caractérisée par la prégnance du rôle de l'État. Alternativement, nous avons vu que les normes internationales d'information financière, qui préconisent l'évaluation à la juste valeur de certains actifs, ont fait l'objet de nombreuses critiques en France. Ainsi, nous avons vu que les normes internationales d'information financière sont susceptibles de réduire le niveau du

conservatisme comptable en permettant, notamment, la comptabilisation des plus-values latentes.

Le deuxième chapitre a été consacré à la revue de la littérature qui s'est intéressée au conservatisme comptable. Il a été jugé nécessaire dans une première phase de mettre en évidence l'influence des facteurs institutionnels sur le conservatisme comptable. Notamment, nous avons vu que la pratique du conservatisme comptable varie en fonction de l'origine légale du pays. Ainsi, ce sont les pays anglo-saxons qui affichent les niveaux les plus élevés de conservatisme comptable. En outre, nous avons constaté que la réglementation financière influe sur le niveau du conservatisme comptable. Aussi, l'usage du référentiel comptable international est susceptible de conduire à une variation du niveau du conservatisme comptable. Dans une deuxième phase, nous nous sommes intéressés à l'influence de certaines caractéristiques organisationnelles sur la pratique du conservatisme comptable. Ainsi, les études empiriques ont montré que le niveau de pratique du conservatisme comptable est plus élevé dans les petites entreprises que dans les grandes et que ce sont les entreprises les plus endettées qui s'adonnent à une pratique prononcée du conservatisme comptable. C'est sur la base de cette revue de la littérature que les hypothèses de recherche ont été formulées.

Le troisième chapitre a été consacré à la description de la méthodologie retenue pour tester nos hypothèses de recherche. La période d'étude porte sur dix années de 2000 à 2009, soit cinq années avant l'adoption des normes internationales d'information financière (2000 à 2004) et cinq années après (2005-2009). L'échantillon est composé de 3 147 observations (firmes-années). Toutefois, il convient de souligner que les entreprises financières ont été écartées en raison de la spécificité de leurs règles comptables.

Le quatrième et dernier chapitre apporte des éléments de réponse empirique. Ainsi, nous contribuons au débat relatif à l'influence de l'adoption des normes internationales d'information financière sur le conservatisme comptable et montrons, notamment, que le niveau du conservatisme comptable des entreprises françaises a baissé durant la période 2005-2009, comparativement à la période 2000-2004. Ce résultat valide l'hypothèse d'une incidence négative, induite par l'évaluation à la juste valeur, sur le niveau du conservatisme comptable du passage aux normes IFRS. Ensuite, nous avons montré que l'impact de

l'adoption des normes internationales d'information financière a été plus important pour les grandes entreprises, comparativement aux petites entreprises. Enfin, nous avons constaté que la baisse plus importante du niveau du conservatisme comptable a été enregistrée par les firmes qui sont caractérisées par un endettement élevé.

Après avoir présenté une synthèse de notre mémoire, il convient d'identifier les limites. Ainsi, les limites concernent principalement l'échantillon de l'étude et le modèle empirique utilisé. S'agissant de l'échantillon, et bien qu'il soit de grande taille, il ne couvre pas l'ensemble du marché français vu qu'il ne contient pas les entreprises financières. Aussi, l'application du modèle de Basu (1997) pour mesurer le conservatisme comptable représente une limite, car, comme le souligne Givoly, Hayn et Natarajan (2007), il convient d'utiliser plusieurs mesures du conservatisme comptable afin, notamment, d'asseoir des conclusions robustes.

Pour conclure, il convient de souligner que notre mémoire ne présente pas une analyse exhaustive de l'ensemble des problématiques soulevées par l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le conservatisme comptable. D'autres thématiques de recherche peuvent être entreprises. Parmi lesquelles, nous pouvons citer :

- l'incidence de l'adoption des normes IFRS sur le conservatisme comptable en France en fonction d'autres caractéristiques organisationnelles. Dans le cadre de notre recherche, nous avons constaté que la baisse du niveau du conservatisme comptable a varié en fonction de la taille de l'entreprise et de son niveau d'endettement. De nombreuses études empiriques se sont intéressées aux effets de certaines variables organisationnelles sur le conservatisme comptable tels que : le secteur d'activité, la cotation sur d'autres places financières, la renommée de l'auditeur, etc. Il serait pertinent de comparer l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le conservatisme comptable en fonction d'autres caractéristiques organisationnelles. À notre connaissance, il n'existe pas, en l'état actuel de la littérature, des travaux empiriques traitant de cette problématique.
- une étude comparative internationale pourrait être mise en œuvre afin de vérifier si l'impact de l'adoption des normes IFRS sur le conservatisme comptable se traduit de

la même façon selon les pays. Cette étude devrait inclure des pays représentatifs du modèle comptable anglo-saxon (les États-Unis, le Canada, l'Australie, la Nouvelle-Zélande, etc.) et des pays représentatifs du modèle comptable continental. Dans le chapitre II, nous avons cité des études ayant montré que les pays anglo-saxons pratiquent le conservatisme comptable d'une manière plus prononcée comparativement aux pays du droit codifié.

- l'incidence sur le conservatisme comptable de l'adoption pour les banques des normes internationales d'information financière. Les banques sont susceptibles de subir une baisse de leur conservatisme comptable, en raison, notamment, de l'application de la norme IAS 39. En effet, la norme IAS 39 préconise l'évaluation à la juste valeur des titres de transactions et des titres disponibles à la vente. Cela conduit, de facto, à comptabiliser les plus-values latentes soit dans le résultat comptable soit dans les autres éléments du résultat global. Nous nous sommes intéressés dans notre mémoire uniquement aux entreprises industrielles et commerciales, et ce, en raison de la particularité des règles comptables régissant les entreprises financières. La question de savoir si l'adoption des normes IFRS a été à l'origine d'une baisse du niveau du conservatisme comptable pour les banques reste posée.

## APPENDICE A

## LA HIÉRARCHIE ET LE FOISONNEMENT DES TEXTES COMPTABLES

Les directives européennes	IV <sup>e</sup> et VII <sup>e</sup> directives européennes Règlement n°1606-2002
Les textes français	<p data-bbox="791 709 1107 737">Les lois comptables &amp; les décrets</p> <p data-bbox="531 768 1369 825">Loi comptable du 30 avril 1983 relative aux comptes individuels et son décret d'application transposant la IV<sup>e</sup> directive européenne.</p> <p data-bbox="531 856 1369 913">Loi comptable du 3 janvier 1985 relative aux comptes consolidés et son décret d'application transposant la VII<sup>e</sup> directive européenne</p> <p data-bbox="531 945 991 972">Ordonnance n° 2004-1382 du 20 décembre 2004</p> <p data-bbox="531 1003 1254 1031">Ordonnance du 22 janvier 2009 créant l'Autorité de normalisation comptable</p> <p data-bbox="839 1062 1059 1089">Les arrêtés ministériels</p> <p data-bbox="531 1121 1369 1205">Arrêté du ministère des Finances du 22 juin 1999 portant sur les règles et les méthodes applicables aux comptes consolidés des sociétés commerciales et des entreprises publiques.</p> <p data-bbox="531 1236 1369 1293">Arrêté du ministère des Finances du 22 juin 1999 substituant le PCG de 1999 à celui de 1982.</p> <p data-bbox="531 1325 1369 1409">Arrêté du ministère de l'Économie du 27 avril 1982 substituant le Plan comptable général (PCG) de 1982 au Plan comptable de 1957 et imposant son application aux entreprises industrielles et commerciales à compter de 1984.</p> <p data-bbox="531 1440 1369 1497">Arrêté du ministère de l'Économie du 9 décembre 1986 intégrant au PCG de 1982 un chapitre relatif aux comptes consolidés.</p> <p data-bbox="887 1528 1011 1556">Autres textes</p> <p data-bbox="531 1587 954 1614">Les avis du CNC et de son comité d'urgence</p> <p data-bbox="531 1646 1331 1673">Les textes de droit fiscal, de droit social ou se rapportant à la législation économique.</p>

## APPENDICE B

### LES ACCEPTIONS DU CONSERVATISME COMPTABLE EN FRANCE

IV <sup>ème</sup> Directive européenne (1978)	Code du commerce (1983)	PCG 82	PCG 99	Référentiel international
<p>« La prudence fait partie des principes généraux ». Il y est notamment écrit : « le principe de prudence doit en tout cas être observé et notamment : seuls les bénéfices réalisés à la date de clôture du bilan peuvent y être inscrits ; il doit être tenu compte de tous les risques prévisibles et pertes éventuelles qui ont pris naissance au cours de l'exercice (...) »</p>	<p>« Les comptes annuels doivent respecter le principe de prudence... Même en cas d'absence ou d'insuffisance du bénéfice, il doit être procédé aux amortissements et provisions nécessaires. Il doit être tenu compte des risques et des pertes intervenus au cours de l'exercice ou d'un exercice antérieur, même s'ils sont connus entre la date de la clôture de l'exercice et celle de l'établissement des comptes »</p>	<p>« A effet de présenter des états reflétant une image fidèle de la situation et des opérations de l'entreprise, la comptabilité doit satisfaire, dans le respect de la règle de prudence, aux obligations de régularité et de sincérité »</p>	<p>« La comptabilité est établie sur la base d'appréciations prudentes, pour éviter le risque de transfert, sur des périodes à venir, d'incertitudes présentes susceptibles de grever le patrimoine et le résultat de l'entité »</p>	<p>la prise en compte d'un certain degré de précaution dans l'exercice des jugements nécessaires pour préparer les estimations dans des conditions d'incertitude, pour faire en sorte que les actifs ou les produits ne soient pas surévalués et que les passifs ou les charges ne soient pas sous-évalués. Cependant l'exercice de la prudence ne permet pas, par exemple, la création de réserves occultes ou de provisions excessives, la sous-évaluation délibérée des actifs ou des produits, ou la surévaluation délibérée des passifs ou des charges, parce que les états financiers ne seraient pas neutres, et, en conséquence, ne possèderaient pas la qualité de fiabilité</p>

Adapté de Demaria et Dufour (2007)

APPENDICE C

LES SOURCES DU CONSERVATISME COMPTABLE

Source du conservatisme	Les caractéristiques du système comptable qui contribuent au conservatisme	L'étendue du pouvoir discrétionnaire à influencer le degré du conservatisme comptable à la disposition de (s) :	
		Les normalisateurs comptables	La direction
L'incapacité à appréhender la valeur actuelle nette positive des projets et des augmentations futures de la valeur des actifs	Le principe du coût historique associé au système de la comptabilité fondée sur le postulat de l'échange et aux hypothèses de la continuité d'exploitation et de l'unité monétaire	Absence de discrétion conformément au principe du coût historique ; l'existence d'une discrétion quant à l'évaluation à la valeur marchande de l'ensemble des actifs ou de limiter cette évaluation à certaines catégories d'actifs ou dans certaines situations	Limitée ou absence de discrétion
La minimisation de la valeur comptable des actifs nets de l'entreprise	Choix des méthodes de report des revenus et des estimations dans le cadre du principe du coût historique	Discrétion dans la recommandation des méthodes comptables (tels que la comptabilisation des frais de recherche & développement, du <i>goodwill</i> , des stock-options de l'exécutif, les critères de comptabilisation des revenus, la comptabilité d'inflation)	Discrétion en choisissant parmi les différentes méthodes comptables possibles : les règles d'applications (par exemple : pour les pertes latentes, le coût d'entrée d'un actif, la prise en compte des produits) ; la réalisation des estimations
Une comptabilisation plus rapide des pertes comparativement aux profits	Traitement asymétrique des bénéfices et des pertes par des moyens comme la méthode de la moindre valeur	Discrétion dans la recommandation des règles comptables portant sur la perte de valeur ou les pertes latentes Une discrétion limitée pour recommander ou prohiber la prise en compte des profits latents (comme le cas des titres négociables)	Discrétion quant au moment et au montant de l'application de la méthode de la moindre valeur ; Absence de discrétion au niveau de la prise en compte des profits latents ; Une certaine discrétion pour la classification des titres comme les titres détenus à des fins de transaction ou comme disponibles à la vente

Adapté de Givoly, Hayn et Natarajan (2007, p. 102)

## APPENDICE D

L'ÉVALUATION À LA JUSTE VALEUR ET LE TRAITEMENT COMPTABLE DES  
VARIATIONS SELON LES NORMES IFRS

Intitulé	Statut	Comptabilisation de la variation
<b>Actifs</b>		
Immobilisations corporelles (IAS 16)	Facultative	Capitaux propres
Actifs des régimes de retraites (IAS 19)	Obligatoire	Résultat
Actifs financiers destinés à être vendus à court terme (IAS 39)	Obligatoire	Résultat
Instruments dérivés ne servant pas à des opérations de couverture (IAS 39)	Obligatoire	Résultat
Actifs financiers disponibles à la vente (IAS 39)	Obligatoire	Capitaux propres
Autres actifs financiers (sauf actions non cotées) (IAS 39)	Facultative	Résultat
Immeubles de placement (IAS 40)	Facultative	Résultat
Actifs biologiques (IAS 41)	Obligatoire	Résultat
Production agricole (41)	Obligatoire	Résultat
Actifs des régimes de retraite (IAS 19)	Obligatoire	Résultat totalement ou partiellement
<b>Passifs</b>		
Engagements de retraite et assimilés (IAS 19)	Obligatoire	Résultat
Passifs financiers destinés à être rachetés à court terme (IAS 39)	Obligatoire	Résultat
Instruments dérivés ne servant pas à des opérations de couverture (IAS 39)	Obligatoire	résultat
Autres passifs financiers (IAS 19)	Facultative	Résultat
Contrats payables en options (stock-options) (IFRS 2)	Obligatoire	Résultat (partiellement ou totalement)

Adapté de Dumontier et Raffournier (2005)

## BIBLIOGRAPHIE

- Ahmed, A. S., B. Billings, R. Morton et M. Stanford-Harris. 2002. «The Role of Accounting Conservatism in Mitigating Bondholder-Shareholder Conflicts over Dividend Policy and in Reducing Debt Costs». *The Accounting Review*, vol. 77, no 4, p. 867-890.
- Ahmed, A. S., et S. Duellman. 2007. «Accounting Conservatism and Board of Directors Characteristics: An Empirical Analysis». *Journal of Accounting and Economics*, vol. 43, p. 411-437.
- , 2010. «Evidence on the role of accounting conservatism in monitoring managers' investment decisions». *Accounting & Finance*, vol. Forthcoming. En ligne. <<http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-629X.2010.00369.x>>.
- Ahmed, A. S., M. Neel et D. Wang. 2013. «Does Mandatory Adoption of IFRS improve Accounting Quality ? Preliminary Evidence». *Comptemporary Accounting Research*, vol. Forthcoming.
- Ahmed, K., et D. Henry. 2012. «Accounting Conservatism and Voluntary Corporate Governance Mechanisms by Australian Firms». *Accounting & Finance*, vol. 52, no 3, p. 631-662.
- Amable, B. 2009. «Les spécificités nationales du capitalisme». *Les cahiers français* vol. 349, p. 57-62.
- André, P. , et A. Filip (2011). Accounting Conservatism in Europe and the Impact of Madatory IFRS Adoption : A Look at Legal Incentives, Corporate Governance, Enforceemnt Prior Accounting Traditions and Tax Book Conformity. Financial Reporting ESSEC-KPMG Center: 50 p

- Association, American Accounting. 1977. «Report of the AAA Committee on International Operations and Education 1975-1976». *The Accounting Review*, vol. 52, no Supplement, p. 67-132.
- Ball, R., S. P. Kothari et V. Nikolaev (2012). Econometrics of Basu Asymmetric Timeliness Coefficient and Accounting Conservatism, University of Chicago Booth School of Business: 57 p
- Ball, R., S. P. Kothari et A. Robin. 2000. «The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings». *Journal of Accounting and Economics*, vol. 29, no 1, p. 1-51.
- Ball, R., A. Robin et G. Sadka. 2008. «Is Financial Reporting Shaped by Equity Markets or By Debt Markets X An International Study of Timeliness and Conservatism». *Review of Accounting Studies*, vol. 13, no 2-3, p. 168-205.
- Ball, R., A. Robin et J. S. Wu. 2003. «Incentives versus Standards: Properties of Accounting in Four East Asian Countries». *Journal of Accounting and Economics*, vol. 36, no 1-3, p. 235-270.
- Ball, R., et L. Shivakumar. 2005. «Earnings Quality in U. K. private firms: Comparative Loss Recognition Timeliness». *Journal of Accounting and Economics*, vol. 39, no 1, p. 83-128.
- Barth, M. e., W. R. Landsman et M. H. Lang. 2008. «International Accounting Standards and Accounting Quality». *Journal of Accounting Research*, vol. 46, no 3, p. 467-498.
- Bartov, E., S. R. Goldberg et M. Kim (2002). Comparative Value Relevance Among German, U. S., and International Accounting Standards: A German Stock Market Perspective, New York University: 31 p En ligne. <<http://ssrn.com/abstract=316525> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.316525>>.

- Basu, S. 1997. «The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings». *Journal of Accounting and Economics*, vol. 24, p. 3-37.
- , 2001. «Discussion of "On the Asymmetric Recognition of Good and Bad News in France, Germany and the United Kingdom"». *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 28, no 9-10, p. 1333-1349.
- , 2005. «Discussion of "Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling"». *Review of Accounting Studies*, vol. 10, p. 311-321.
- Basu, S., L. Hwang et C. Jan (2001a). Auditor Conservatism and Quarterly Earnings, Baruch College: 57 p
- (2001b). Differences in Conservatism between Big 8 and non-Bing 8 auditors. Baruch College and California State University, Hayward
- Beaver, W. H 1968. «The Information Content of Annual Earnings Announcements». *Journal of Accounting and Research*, vol. 16, no 3, p. 67-92.
- Beeks, W., P. Pope et S. Young. 2004. «The Link Between Earnings Timeliness, Earnings Conservatism and Board Composition: evidence from the UK». *Corporate Governance: An International Review*, vol. 12, no 1, p. 47-59.
- Belkaoui, A. . 1985. *Public policy and the practice and problems of accounting*. Westport, Conn: Quorum Books, 204 p.
- Bhattacharya, U., H. Daouk et M. Welker. 2003. «The World Pricing of Earnings Opacity». *The Accounting Review*, vol. 78, no 3, p. 641-678.

- Black, E. L., K. F. Sellers et T. S. Manly. 1998. «Earnings Management Using Asset Sales: An International Study of Countries Allowing Noncurrent Asset Revaluation». *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 25, no 9-10, p. 1287-1317.
- Brookfield, D., et R. Morris. 1992. «The Market Impact of UK Company News Announcements». *Journal of Accounting Finance and Accounting*, vol. 19, no 4, p. 585-602.
- Brouwer, R. (2007). Accounting Conservatism in Europe. Rotterdam, Erasmus University 25 p
- Brown, P., H. Y. Izan et A. L. Loh. 1992. «Fixed Asset Revaluations and Managerial Incentives». *Abacus*, vol. 28, no 1, p. 36-57.
- Bujaki, M. L., et A. L. Richardson. 1997. «A Citation Trail Review of the Uses of Firm Size in Accounting Research». *Journal of Accounting Literature*, vol. 16, p. 1-27.
- Bushman, R. M., et J. D. Piotroski. 2006. «Financial Reporting Incentives for Conservative Accounting : The Influence of Legal and Political Institutions». *Journal of Accounting and Economics* vol. 42, no 1-2, p. 107-148.
- Callen, J. L., O. -K. Hope et D. Segal. 2010. «The Pricing Of Conservative Accounting and the Measurement of Conservatism at the Firm-Year Level». *Review of Accounting Studies*, vol. 15, p. 145-178.
- Campbell, J. Y. 1996. «Understanding Risk and Return». *Journal of Political Economy*, vol. 104, no 2, p. 298-345.

- Capron, M. 2006. «Les normes comptables internationales, instruments du capitalisme financier». *Management & Sciences sociales*, vol. 2, p. 115-130.
- , 2007. «Les enjeux de la mondialisation des normes comptables». *L'Économie Politique*, vol. 36, p. 81-91.
- Casta, J. F. 2003. «La comptabilité en "juste valeur" permet-elle une meilleure représentation de l'entreprise?». *Revue d'économie financière*, vol. 71, no 2, p. 17-31.
- Chandra, U. , C. Wasley et G. Waymire (2004). *Income Conservatism in the U.S. Technology Sector*, University of Rochester: 62 p
- Chen, H., Q. Tang, Y. Jiang et Z. Lin. 2010. «The Role of International Financial Reporting Standards in Accounting Quality: Evidence from the European Union.». *Journal of International Financial Management and Accounting*, vol. 21, no 3, p. 220-278.
- Chiapello, È. 2005a. «Les normes comptables comme institution du capitalisme. Une analyse du passage aux normes IFRS en Europe à partir de 2005». *Sociologie du travail*, vol. 47, p. 362-382.
- , 2005b. «Transformation des conventions comptables, transformation de la représentation de l'entreprise». In *Les normes comptables internationales, instrument du capitalisme financier*, M. Capron, p. 121-150. Paris: La Découverte.
- Colasse, B. (2000). *Cadres comptables conceptuels*. Encyclopédie de la Comptabilité, du Contrôle de gestion et de l'Audit. B. Colasse. Paris, Economica: 93-104 p
- Colasse, B., et C. Pochet. 2008. «De la genèse du nouveau CNC: un cas d'isomorphisme institutionnel?». In *Association Francophone de Comptabilité (AFC)* (Cergy-Pontoise France), sous la dir. de, p. 35. Cergy-Pontoise France.

- Colasse, B., et P. Standish. 1998. «De la réforme 1996-1998 du dispositif français de normalisation comptable». *Comptabilité contrôle audit*, vol. 4, no 2, p. 5-27.
- Colmant, B. 2001. *Le droit comptable belge applicable aux instruments financiers*, 2<sup>e</sup> Édition: Larcier p.
- , 2006. «Quelques réflexions sur la fidélité des images comptables». *Accountancy & Tax*, vol. 2, p. 5-16.
- Colmant, B., R. Gillet et A. Szafarz. 2009. *Efficienc e des marchés: Concepts, bulles spéculatives et image comptable*. Coll. «Cahiers financiers»: Lacier p.
- Coulombe, D., et H. Tondeur. 2001. «Aspects contractuels de la comptabilité». In *Faire de la recherche en comptabilité financière*, Vuibert FNEGE, p. 193-209. Paris.
- Cready, M.W., et G.P. Mynatt. 1991. «the information Content of Annual Reports: A price and Trading Response Analysis». *the Accounting Review*, vol. 66, no 2, p. 291-312.
- Daley, L., et R. Vigeland. 1983. «The effects of debt covenants and political costs on the choice of accounting methods: the case of accounting for R&D costs». *Journal of Accounting & Economics*, vol. 5, no 3, p. 195-211.
- Dechow, P., G. Weili et C. Schrand. 2010. «Understanding earnings Quality: A Review of Proxies, their Determinants and their Consequences». *Journal of Accounting and Economics*, vol. 50, no 2-3, p. 344-401.
- Demaria, S., et D. Dufour. 2007. «Les choix d'options comptables lors de la transition aux normes IAS/IFRS : quel rôle pour la prudence ?». *Comptabilité, Contrôle Audit*, vol. Numéro spécial, p. 195-218.

- Dietrich, J. R., K. A. Muller et E. J. Riedl. 2007. «Asymmetric Timeliness Tests of Accounting Conservatism». *Review of Accounting Studies*, vol. 12, no 1, p. 95-124.
- Ding, Y., et H. Stolowy. 2006. «Timeliness and Conservatism. Changes over Time in the Properties of Accounting Income in France». *Review of Accounting and Finance*, vol. 5, no 2, p. 92-107.
- Disle, C., et C. Noël. 2007. «La révolution des normes IFRS: convergence de la comptabilité vers la finance?». *La revue des sciences de gestion*, vol. 224-225, p. 17-27.
- Doupnick, T. S., et S. B. Salter. 1993. «An Empirical Test of a Judgemental International Classification of Financial Reporting Practices». *Journal of International Business Studies*, vol. 24, no 1, p. 41-60.
- Dumontier, P., et R. Labelle. 1998. «Accounting earnings and firm valuation: the French case». *The European Accounting Review*, vol. 7, no 2, p. 163-183.
- Dumontier, P., et B. Raffournier. 2005. «L'application des IFRS ou l'importance croissante de la juste valeur en comptabilité». *Banque & Marchés*, vol. 79, p. 56-62.
- Easton, P. D., T. S. Harris et J. A. Ohlson. 1992. «Aggregate accounting earnings can explain most of security returns: the case of long-term intervals». *the Journal of Accounting & Economics*, vol. 15, p. 119-142.
- Francis, J. R., R. Z. LaFond, P. Olsson et K. Shipper. 2004. «Costs of Equity and Earnings Attributes ». *The Accounting Review*, vol. 79, p. 967-1010.

- Gaio, C. 2010. «The Relative Importance of Firm and Country Characteristics for Earnings Quality around the World». *The European Accounting Review*, vol. 19, no 4, p. 693-738.
- Garcia Lara, J. M. , J. A Rueda Torres et P. J. Vazquez Veira. 2008. «Conservatism of Earnings Reported under International Accounting Standards : a Comparative Study». *Revista Espanola de Financiacion y Contabilidad*, vol. XXXVII no 138, p. 197-210.
- Garcia Lara, J. M., B. Garcia Osma et A. Mora. 2005. «The Effect of Earnings Management on the Asymmetric Timeliness of Earnings». *Journa of Business*, vol. 32, no 3-4, p. 691-726.
- Garcia Lara, J. M., B. Garcia Osma et F. Penalva. 2007. «Board Of Directors' Characteristics and Conditional Accounting Conservatism: Spanish Evidence ». *European Accounting Review*, vol. 16, no 4, p. 727-755.
- . 2009. «Accounting Conservatism and Corporate Governance». *Review of Accounting Studies*, vol. 14, no 1, p. 161-201.
- Gassen, J., R. U. Fulbier et T. Sellhorn. 2006. «International Differences in Conditional Conservatism: The Role of Unconditional Conservatism and Income Smoothing». *European Accounting Review*, vol. 15, p. 527-564.
- Giner, B., et W. Rees. 2001. «On the Asymmetric Recognition of Good and Bad News in France, Germany and the United Kingdom». *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 28, no 9-10, p. 1285-1331.
- Givoly, D., et C. Hayn. 2000. «The Changing Time-series Properties of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become more Conservative». *Journal of Accounting and Economics*, vol. 29, p. 287-320.

- Givoly, D., C. K. Hayn et S. P. Katz. 2010. «Does Public Ownership of Equity Improve Earnings Quality?». *The Accounting Review*, vol. 85, no 1, p. 195-225.
- Givoly, D., C. Hayn et A. Natarajan. 2007. «Measuring Reporting Conservatism ». *The Accounting Review*, vol. 82, no 1, p. 65-106.
- Grambovas, C. A., B. Giner et D. Christodoulou. 2006. «Earnings Conservatism: Panel Data Evidence from the European Union and the United States». *ABACUS*, vol. 42, no 3-4, p. 354-378.
- Gray, S. J. 1988. «Towards a Theory of Cultural Influence on the Development of Accounting Systems Internationally». *Abacus*, vol. 24, no 1, p. 1-15.
- Hamdan, A. M. M., M. H. Abzakh et M. H. Al-Ataibi. 2011. «Factors Influencing the Level of Accounting Conservatism in the Financial Statements». *International Business Research*, vol. 4, no 3, p. 145-155.
- Heem, G. 2003. «Les normes comptables IAS/IFRS». *Revue ouverture* vol. 53, p. 33-35.
- , 2008. «La réforme de la normalisation comptable française : simple modernisation ou rupture profonde ?». *Petites affiches* vol. 397, no 4, p. 11-13.
- Hellman, N. 2011. «Soft Adoption and Reporting Incentives: A Study of the Impact of IFRS on Financial Statements in Sweden». *Journal of International Accounting Research* vol. 10, no 1, p. 61-83.
- Hofstede, G. 1980. *Culture's Consequences*, 2<sup>nd</sup> edition: Sage Publications, 596 p.

- Holthausen, R., et R. Watts. 2001. «The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting». *Journal of Accounting and Economics*, vol. 31, p. 3-75.
- Huijgen, C., et M. Lubberink. 2005. «Earnings Conservatism, Litigation, and Contracting: The Case of Cross-Listed Firms». *Journal of Business Finance & Accounting* vol. 32, no 7-8, p. 1275-1310.
- Hung, M., et K. R. Subramanyam. 2007. «Financial Statement Effects of Adopting International Accounting Standards: the Case of Germany». *Review of Accounting Studies*, vol. 12, no 4, p. 623-657.
- Jeanjean, T. 2005. «Watts et Zimmerman: les pères fondateurs de la théorie positive de la comptabilité». In *Les grands auteurs en comptabilité*, B. Colasse, p. 273-289. Paris: EMS.
- Jeanjean, T., et C. Ramirez. 2008. «Aux sources des théories positives: contribution à une analyse des changements de paradigme dans la recherche en comptabilité». *Comptabilité contrôle audit*, vol. 14, no 2, p. 5-26.
- Jeanjean, T., et H. Stolowy. 2008. «Do Accounting Standards Matter? An Exploratory Analysis of Earnings Management Before and After IFRS Adoption». *Journal of Accounting and Public Policy*, vol. 27, p. 480-494.
- Jensen, M., et W. Meckling. 1976. «Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Cost, and Ownership Structure ». *Journal of Financial Economics*, vol. 3, no 4, p. 305-360.
- Kaytmaz Balsari, C., S. Ozkan et M. G. Durak. 2010. «Earnings Conservatism in the Pre- and Post- IFRS Adoption Periods in Turkey: Panel Data Evidence on the Firm Specific Factors ». *Journal of Accounting and Management Information Systems*, vol. 9, no 3, p. 403-421.

- Khan, M., et R. L. Watts. 2009. «Estimation and Empirical properties of a Firm-Year Measure of Accounting Conservatism». *Journal of Accounting and Economics*, vol. 48, p. 132-150.
- Kwon, S., J. Yin et J. Han. 2006. «The Effect of Differential Accounting Conservatism on the Overvaluation of High-Tech relative to Low-Tech firms». *Review of Quantitative Finance and Accounting*, vol. 27, no 2, p. 143-173.
- LaFond, R., et R. Watts. 2008. «The information Role of Conservatism». *The Accounting Review*, vol. 83, no 2, p. 447-478.
- LaPorta, R., F. Lopez-De-Silanes, A. Shleifer et R. Vishny. 1998. «Law and Finance». *Journal of Political Economy*, vol. 106, no 6, p. 1113-1155.
- Leuz, C., D. Nanda et P. Wysocki. 2003. «Earnings Managements and Institutional Factors: An International Comparaison». *Journal of Financial Economics*, vol. 69, no 3, p. 505-527.
- Magnan, M. (2009). *Comptabilisation à la juste valeur et crise financière: rôle indicatif ou contributif?* Montréal, Université Concordia: 20 p
- Missonier-Piera, F. 2005. «Gouvernement d'entreprise et information comptable». In *Gouvernement d'entreprise. Enjeux managériaux, comptables et financiers*, A. Finet, p. 125-154. Bruxelles: de boek.
- Mueller, G. G. 1968. «Accounting Principles Generally Accepted in the United States versus those Generally Accepted Elsewhere». *International Journal of Accounting Education and Research*, vol. 3, no 1, p. 93-101.

- Nobes, C. W. 1981. «An Empirical Analysis of International Accounting Principles: a Comment». *Journal of Accounting Research*, vol. 19, no 1, p. 268-270.
- , 1983. «A judgemental International Classification of Financial Reporting Practices». *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 10, no 1, p. 1-19.
- , 1984. *International Classification of Financial Reporting* Croom Helm, 153 p.
- Obert, R. 2011. «Le nouveau cadre conceptuel de l'IASB». *Revue française de comptabilité*, no 439, p. 2-6.
- Piot, C., P. Dumontier et R. Janin (2010). IFRS Consequences on Accounting Conservatism within Europe, University of Grenoble and CERAG-CNRS: 57 p
- Plihon, D. 2007. «Les nouvelles normes comptables internationales: une réforme aux implications considérables». *L'Économie politique* vol. 4, no 36, p. 74-80.
- Pope, P., et M. Walker. 1999. «International differences in the timeliness, conservatism, and classification of earnings». *Journal of Accounting Research*, vol. 37, p. 53-99.
- Posner, R. A. 1974. «Theories of economic regulation». *Bell Journal of Economics and Management Science*, vol. 5, no 2, p. 335-358.
- Raffournier, B. 1990. «La théorie positive de la comptabilité: une revue de la littérature». *Économies et sociétés, Série sciences de gestion*, vol. 16, no 11, p. 137-166.
- , 2007. «Les oppositions françaises à l'adoption des IFRS: examen critique et tentative d'explication». *Comptabilité contrôle audit*, vol. Numéro thématique, p. 21-41.

- Ramond, O., L. Batsch et J-F. Casta (2007). Résultat et performance financière en normes IFRS: Quel est le contenu informatif du *comprehensive income* ? CEREG. Paris, Université Paris-Dauphine: 38 p
- Raonic, I., S. McLeay et I. Asimakopoulos. 2004. «The Timeliness of Income Recognition by European Companies : An Analysis of institutional and Market Complexity». *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 31, no 1-2, p. 115-148.
- Richard, J. . 2005. «Une comptabilité sur mesure pour les actionnaires». *Le monde diplomatique*, novembre, p. 26-27.
- Ryan, S. G. 2006. «Identifying conditional conservatism». *European Accounting Review*, vol. 15, no 4, p. 511-525.
- Ryan, S., et P. Zarowin. 2003. «Why has the contemporaneous linear returns-earnings relation declined». *The Accounting Review*, vol. 78, no 2, p. 523-553.
- Sivakumar, K., et G. Waymire. 2003. «Enforceable Accounting Rules and Income Measurement by early 20th Century Railroads». *Journal of Accounting Research*, vol. 41, p. 397-444.
- Soderstrom, N. S., et K. J. Sun. 2007. «IFRS Adoption and Accounting Quality: A Review». *European Accounting Review*, vol. 16, no 4, p. 675-702.
- Van Tendeloo, B., et A. Vanstraelen. 2005. «Earnings Management under German GAAP versus IFRS». *European Accounting Review*, vol. 14, no 1, p. 155-180.

- Vanel, G. 2008. «La normalisation financière internationale face à l'émergence de nouvelles autorités épistémiques américaines: Le cas de la filière du chiffre». *Revue de la régulation*, vol. 3/4. En ligne. <<http://regulation.revues.org/index4443.html>>.
- Vatteville, E. 2008. «La création de valeur: de l'exclusivité actinariale à la diversité partenariale?». *Revue management et avenir*, vol. 4, no 18, p. 88-103.
- Watts, R. 2003. «Conservatism in accounting part I: Explanations and implications». *Accounting Horizons*, vol. 17, no 4, p. 207-221.
- Watts, R. L., et J. L. Zimmerman. 1978. «Towards a Positive Theory of the Determination of Accounting Standards». *Accounting Review*, vol. 53, p. 112-134.
- Watts, R., et J. L. Zimmerman. 1986. *Positive Accounting Theory*: Printice Hall, 400 p.
- , 1990. «Positive Accounting Theory: A Ten Year Perspective». *The Accounting Review*, vol. 65, no 1, p. 131-156.
- Zimmerman, J. 1983. «Taxes and Firm Size». *Journal of Accounting and Economics*, vol. 5, no 2, p. 119-149.