



HAL
open science

Les déterminants du conservatisme comptable conditionnel dans le contexte français

Inès Kammoun, Samah Rebai Azouz, Walid Khoufi

► **To cite this version:**

Inès Kammoun, Samah Rebai Azouz, Walid Khoufi. Les déterminants du conservatisme comptable conditionnel dans le contexte français. Comptabilité et gouvernance, May 2016, Clermont-Ferrand, France. pp.cd-rom. hal-01901131

HAL Id: hal-01901131

<https://hal.science/hal-01901131v1>

Submitted on 22 Oct 2018

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

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

Les déterminants du conservatisme comptable conditionnel dans le contexte français

Ines kammoun, Etudiante, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion Sfax Université de Sfax Tunisie, ineskammoun18@yahoo.fr

Samah Rebai Azouz , maître assistante, Institut des Hautes Etudes Commerciales Sfax Université de Sfax Tunisie, samah.rebai@gmail.com

Walid Khoufi, Professeur, Institut des Hautes Etudes Commerciales Sfax Université de Sfax Tunisie, walid.khoufi@yahoo.fr

Résumé :

La présente étude a pour objet de mesurer le niveau du conservatisme comptable et de dégager les facteurs liés aux caractéristiques propres de l'entreprise qui influent le conservatisme conditionnel. Sur la base d'un échantillon composé de 86 sociétés françaises appartenant à l'indice SBF 120, pendant la période s'étalant entre 2005 et 2014, nous avons trouvé que ces sociétés sont moins conservatrices et que les sociétés de petite taille, ainsi que les sociétés ayant un niveau d'endettement élevé, de fortes opportunités de croissance et un risque de marché élevé sont plus susceptibles d'être conservatrices.

Mots clés : conservatisme conditionnel - endettement - opportunités de croissance - risque de marché - taille.

Abstract :

This study is particularly aims to measure the level of accounting conservatism and to identify the factors related to the characteristics of the firm that may affect the conditional conservatism. Based on a sample of 86 French firms which belong to the SBF 120 index during the period extending from 2005 to 2014, we found that these companies are less conservative. We also demonstrated that small firms and companies with high leverage level, strong growth opportunities and a high market risk are more likely to be conservative.

Key words: conditional conservatism - leverage - growth opportunities - market risk - firm size.

Introduction

La mondialisation de l'économie et des marchés financiers a rendu plus aigu la mise en place d'un référentiel comptable uniforme valable pour toutes les nations. Dans un but d'harmonisation comptable, l'Union Européenne a décidé en 2002 de rendre obligatoire l'application des normes internationales (IAS/IFRS) pour les comptes consolidés des sociétés cotées à compter du 1^{er} janvier 2005. Cette réforme a entraîné un bouleversement important surtout au niveau du système d'évaluation comptable dans les pays qui sont ancrés dans la tradition comptable dite « continentale » dont la France et l'Allemagne. Auparavant, ces pays privilégient le recours au coût historique, un précepte du conservatisme comptable, comme méthode d'évaluation des actifs et des passifs pour protéger l'intérêt des créanciers en premier lieu. Avec l'émergence de l'évaluation à la juste valeur on assiste à une transition « d'une comptabilité de créanciers vers une comptabilité d'actionnaires » (Colmant, 2006).

Maintenant, et après dix ans d'application des normes IFRS, on assiste à une remise en cause progressive à l'encontre de l'évaluation à la juste valeur. Beaucoup de ces critiques ont trait à l'accroissement de la volatilité des mesures comptables en juste valeur ainsi qu'à ses conséquences. Cela a poussé tant de chercheurs à mettre en exergue l'importance du conservatisme et à explorer notamment les facteurs qui influent sur le niveau du conservatisme dans le but de restitution de ce principe dans la comptabilité.

C'est dans cette dernière lignée que s'inscrit notre recherche qui s'intéresse particulièrement à déterminer les facteurs liés aux caractéristiques propres de l'entreprise qui ont un effet sur le conservatisme comptable conditionnel. En effet, nous apportons, dans notre article, des éléments de réponse à deux questions fondamentales : (1) quel est le niveau du conservatisme pratiqué par les sociétés françaises ? et (2) quels sont les facteurs qui influent le niveau du conservatisme conditionnel ?

L'objectif de notre étude est de mesurer le niveau du conservatisme dans les sociétés françaises essentiellement suite à l'adoption des normes IFRS. En outre, elle complète les travaux antérieurs sur les déterminants du conservatisme comptable conditionnel. Il est à signaler que les recherches portant sur les déterminants du conservatisme comptable constituent des champs de recherche très peu explorés dans le contexte français.

Par ailleurs, ce travail de recherche peut susciter l'intérêt des organismes de réglementation et des normalisateurs et ce en mettant à leur disposition l'information quant au niveau du conservatisme pratiqué dans les sociétés françaises et ce après l'introduction des normes internationales. En effet, avant l'adoption de ces normes, les règles et les pratiques comptables privilégiaient le recours au conservatisme comptable comme un mode d'évaluation. Toutefois, l'IASB, et avec l'introduction des normes IFRS, a montré une tendance à l'évaluation à la juste valeur dans les états financiers au détriment de l'évaluation au coût historique qui constitue un précepte du conservatisme (Watts, 2003a, 2003b ; Zhang 2008). En plus, cette étude peut servir aux gestionnaires dans la mesure où elle renseigne sur les facteurs sur lesquelles ils peuvent agir pour atteindre le niveau du conservatisme souhaité.

Notre étude est effectuée sur la base d'un échantillon composé de 86 sociétés françaises appartenant à l'indice SBF 120 pendant la période s'étalant entre 2005 et 2014. Notons que le contexte français constitue un terrain d'investigation intéressant. La France présente les traits du modèle comptable de l'Europe continentale caractérisé par un contrôle de l'Etat, l'uniformité, le conservatisme et l'aversion au risque à la différence de celui des pays Anglo-saxons qui est marqué par un professionnalisme élevé, une flexibilité et une transparence (Gray, 1988).

En outre, la période de l'étude qui s'étend de 2005 jusqu'à 2014 couvre la période de l'adoption obligatoire des normes IFRS. Ce qui nous permet d'avoir une idée sur le niveau du conservatisme après l'introduction des normes internationales.

Notre article est structuré comme suit. La première section expose une revue de la littérature synthétisant les principaux facteurs influant le conservatisme comptable ainsi que les hypothèses formulées. La deuxième explicite la méthodologie utilisée. Et la troisième section présente les résultats du modèle de régression relatifs aux déterminants du conservatisme conditionnel.

1 Revue de la littérature et formulation des hypothèses

1.1 Définition du conservatisme comptable

Considéré comme l'un des principes les plus anciens et les plus importants de la comptabilité, le conservatisme comptable a suscité l'intérêt de plusieurs chercheurs depuis plusieurs siècles (Sterling, 1967 ; Watts, 2003a). Le conservatisme comptable est traditionnellement défini par l'adage n'anticiper aucun profit, mais d'anticiper toutes les pertes (Bliss, 1924). Anticiper les bénéfices signifie l'enregistrement des profits avant la demande de leur sécurité juridique associée au flux de trésorerie futur et avant que les recettes soient vérifiables (Watts, 2003a).

Le SFAC n°2 définit le conservatisme comme « une réaction prudente à l'incertitude pour essayer de faire tout ce qui est possible de sorte que les incertitudes et les risques inhérents à des situations professionnelles soient suffisamment pris en compte » (FASB, 1980). Givoly et Hayn (2000) considèrent cette définition comme « officielle » bien qu'elle ne précise pas la nature de la « réaction prudente » demandée ni comment une telle « réaction » peut assurer que les risques soient « suffisamment pris en compte ». Par ailleurs, selon Belkaoui (1985) 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 ».

D'autres chercheurs comme Watts et Zimmerman (1986) 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 ».

Il convient de noter que plusieurs études font souvent allusion aux travaux de Feltham et Ohlson (1995) qui caractérisent le conservatisme comptable en tant que pratique selon laquelle la situation nette comptable sera inférieure au cours boursier à long terme.

En outre, selon l'étude de Basu (1997), le conservatisme représente la tendance du comptable d'exiger un degré plus élevé de vérification afin de reconnaître les bonnes nouvelles à titre de gains et les mauvaises nouvelles comme pertes. En d'autres termes, le conservatisme comptable suppose une reconnaissance asymétrique des plus-values latentes et pertes signalées aux revenus.

Givoly et Hayn (2000) caractérisent le conservatisme comptable comme étant un critère de sélection entre plusieurs principes comptables qui entraînent la minimisation des bénéfices publiés en raison d'un retard à tenir compte des revenus, d'une reconnaissance rapide des dépenses et de l'évaluation la plus faible des actifs et la plus élevée des passifs. Cela suppose que le conservatisme permet de choisir la solution qui sera la moins susceptible pour la surévaluation des actifs et des revenus en cas de doute (Kieso et al. 2001).

Récemment, selon Wolk et al. (2013), le conservatisme consiste à choisir parmi les pratiques comptables permises celles qui conduisent à une reconnaissance lente des revenus, une reconnaissance précoce des coûts, qui sous-estiment l'évaluation des actifs et surestiment celle des dettes.

Sur la base de cette panoplie de définitions, différentes interprétations du conservatisme ont été développées dans la littérature. Certains chercheurs définissent le conservatisme comme la sous-évaluation de l'actif et la surévaluation du passif (Watts et Zimmerman, 1986, Feltham et Ohlson, 1995), cela touche plus particulièrement les rubriques du bilan. D'autres considèrent le conservatisme comme la reconnaissance plus rapide des pertes économiques. Cette vision affecte précisément les rubriques de l'état des résultats (Basu, 1997). Il en découle l'importance de distinguer entre le conservatisme inconditionnel et le conservatisme conditionnel (Ball et Shivakumar, 2005 ; Beaver et Ryan, 2005).

Le conservatisme inconditionnel résulte de l'application des principes ou des politiques comptables généralement acceptés (GAAP) qui réduisent les revenus des indépendants, ce qui signifie que les aspects du processus comptable ont déterminé au moment de l'acquisition des actifs et des passifs une sous-évaluation prévue des actifs. Ce type de conservatisme est dû à l'incapacité des normalisateurs à déterminer les circonstances pertinentes. De ce fait, les organismes de normalisation adoptent une politique uniforme et rigide (Wolk et al., 2013) pour se protéger contre les incertitudes et les aléas. En revanche, le conservatisme conditionnel survient lorsque les mauvaises nouvelles économiques sont reconnues en résultat de la comptabilité d'une manière plus opportune que les bonnes nouvelles économiques. En d'autres termes, le conservatisme conditionnel implique une reconnaissance asymétrique des mauvaises nouvelles par rapport à de bonnes nouvelles. Cela suppose que les valeurs sont écrites sous des circonstances défavorables et non en vertu des circonstances favorables. Parmi les deux formes de conservatisme, le conservatisme conditionnel est plus répandu dans la recherche relative au conservatisme comptable.

S'agissant d'une pratique comptable, nous postulons que le conservatisme conditionnel résulte en un traitement asymétrique de gains et de pertes de façon à prendre en compte rapidement et d'une manière plus opportune les « mauvaises nouvelles » et retarder la comptabilisation des « bonnes nouvelles ». Dans le cadre de la présente étude, et à l'instar de Ball et Shivakumar (2005) et de Ryan (2006), nous nous intéressons au concept du conservatisme conditionnel.

1.2 Formulation des hypothèses

De maintes études se sont penchées sur l'exploration et l'identification des facteurs qui affectent le niveau du conservatisme (Ball et al., 2000 ; Ahmed et al., 2002 ; Watts, 2003a ; Ball et al., 2003 ; Beekes et al., 2004 ; Ball et Shivakumar, 2005 ; Bushman et Piotroski, 2006 ; Ahmed et Duellman, 2007 ; Xu et Lu, 2008).

Xu et Lu (2008) constatent qu'il existe deux types de facteurs. Le premier type est relatif aux facteurs au niveau de marché qui comprennent les systèmes juridiques et l'environnement institutionnel. Le second type de facteurs est lié à certaines caractéristiques propres aux sociétés dont les contrats. Ces derniers ont une grande influence sur le niveau du conservatisme. La même étude met en évidence d'une part les travaux de Ball et al. (2000), Ball et al. (2003) et Bushman et Piotroski (2006) qui se sont préoccupées de l'influence des facteurs au niveau du marché sur le conservatisme, et d'autre part, les études d'Ahmed et al. (2002), Ahmed et Duellman (2007) et Beekes et al. (2004) qui considèrent l'influence des facteurs au niveau de l'entreprise sur le conservatisme.

Les travaux de recherche portant sur l'influence des facteurs organisationnels sur le niveau du conservatisme comptable sont inscrits dans le prisme de la théorie politico-contractuelle. L'émergence de cette théorie introduite par Watts et Zimmerman (1978) constitue une orientation majeure de la recherche en comptabilité du fait qu'elle a prouvé sa puissance en matière d'explication et de prédiction des choix comptables. Dans cette théorie, Watts et Zimmerman ont démontré comment l'approche principal-agent (les contrats) et les coûts politiques influencent les choix comptables des sociétés dont le recours au conservatisme. Ils se sont basés sur trois hypothèses. Les deux premières hypothèses traitent des coûts contractuels. L'une est liée à la négociation des contrats de rémunération et l'autre se rapporte au contrat d'endettement. Quant à la troisième hypothèse, elle concerne les coûts politiques. Ces hypothèses permettent 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 sociétés de réduire leur résultat et donc leur visibilité politique. Il leur permet également d'augmenter l'efficacité des contrats d'endettement.

En outre, l'étude de Watts (2003a) montre que le conservatisme comptable varie en fonction de quatre facteurs à savoir les contrats (de dette et de rémunération), la probabilité de litige, le système fiscal et la réglementation. Ces facteurs varient avec les opportunités d'investissement de la firme dans le sens que les sociétés qui ont les plus grandes opportunités de croissance par rapport aux actifs actuels sont plus susceptibles d'avoir moins de dettes et donc de contrats de dettes, (Smith et Watts, 1992), et une plus grande probabilité de litige. Ainsi, le fait de tenir compte des opportunités de croissance permet de capter la variation des quatre facteurs énoncés et par suite le degré de conservatisme comptable. Cela nous amène à retenir cinq caractéristiques spécifiques à la firme et à étudier leurs effets sur le conservatisme comptable. Il s'agit de la taille, l'endettement, le système fiscal, les opportunités de croissance et le risque de litige.

1.2.1 La taille

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 divergents. 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'asymétrie d'information et l'effet de l'agrégation.

Selon l'hypothèse des coûts politiques (Watts et Zimmerman, 1986), suggérant que les coûts politiques supportés par les grandes sociétés sont considérables comparativement à ceux supportés par les petites sociétés, les dirigeants des grandes sociétés sont plus susceptibles à choisir des méthodes comptables permettant de réduire le résultat comptable. Les grandes sociétés ont tendance à pratiquer le conservatisme comptable à un niveau supérieur à celui des petites sociétés (LaFond et Watts, 2008 ; Khan et Watts, 2009).

Cependant, ces coûts politiques pourraient être dominés par l'effet de l'asymétrie d'information et l'effet de l'agrégation (Givoly et al., 2007 ; LaFond et Watts, 2008 ; Khan et Watts, 2009) ce qui suppose une pratique moins prononcée du conservatisme comptable par les grandes sociétés. Partant de l'hypothèse d'asymétrie d'information, Khan et Watts (2009) soutiennent qu'il est plus probable que les grandes sociétés soient plus matures et qu'elles aient une information 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 bénéfices futurs. En effet, d'autres études témoignent que l'asymétrie d'information est plus prononcée dans les petites sociétés que dans les grandes sociétés (Easley et al., 2002), et ce, malgré le fait que les grandes sociétés 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 sociétés que dans les petites sociétés. De même, LaFond et Watts (2008) affirment que l'asymétrie d'information est souvent moins accentuée dans les grandes sociétés, car elles produisent davantage d'informations publiques qui réduisent la demande d'une comptabilité conservatrice.

S'agissant de l'hypothèse de l'agrégation des résultats, Khan et Watts (2009) postulent que les grandes sociétés sont plus susceptibles de regrouper les pertes et les bénéfices de l'ensemble de leurs divisions. Elles disposent 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. Il convient de noter que plusieurs grandes sociétés choisissent d'implanter leurs filiales dans des pays où l'Etat leur offre 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 pas un argument valable pour une pratique prononcée du conservatisme comptable par les grandes sociétés.

En outre, Givoly et al. (2007) soutiennent que l'agrégation des projets dans les grandes sociétés peut conduire à des conclusions erronées concernant le niveau du conservatisme.

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. Ils constatent que, durant la période 1990-1999, les petites sociétés affichent un niveau de conservatisme comptable supérieur à celui des grandes sociétés. Ce phénomène est généralisé à l'échelle européenne

pour la période 1991-2005 et ce, suite de l'adoption du référentiel international (Brouwer, 2009). Cela nous conduit à formuler l'hypothèse suivante :

H1 : Les grandes sociétés sont plus susceptibles d'avoir une comptabilité conservatrice que les petites sociétés.

1.2.2 L'endettement

Plusieurs études empiriques se sont intéressées au rôle du conservatisme comptable dans l'amélioration de l'efficacité des contrats d'endettement. Ainsi, dans le contexte américain, Ahmed et al., (2002) examinent la pratique du conservatisme comptable par les sociétés qui sont confrontées à des conflits entre les actionnaires et les créanciers obligataires concernant leur politique de dividendes. Ils ont abouti au fait que les sociétés confrontées à de sérieux conflits entre les actionnaires et les obligataires sont celles qui pratiquent un niveau élevé de conservatisme comptable. Aussi, ils révèlent que ces sociétés ont des coûts de crédit plus faibles et que la pratique du conservatisme comptable permettrait d'améliorer l'efficacité des contrats d'endettement. Selon ces auteurs, ce sont les sociétés les plus endettées qui pratiquent le conservatisme comptable d'une manière prononcée. Ces résultats corroborent ceux trouvés par Frankel et Roychowdhury (2005) affirmant que les sociétés ayant un niveau élevé d'endettement déclarent des résultats plus conservateurs.

En outre, en étudiant le niveau de conservatisme comptable comme attribut de la qualité des résultats comptables des sociétés britanniques cotées et des sociétés britanniques non cotées, Ball et Shivakumar (2005) suggèrent que les contrats d'endettement sont affectés par le conservatisme comptable. 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 (telles 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* (Ball et Shivakumar, 2005). Dans le même contexte, Cahan et Zhang (2006) ajoutent que les prêteurs bénéficient de la comptabilité conservatrice *via* les violations accélérées des clauses restrictives tandis que les emprunteurs bénéficient de la comptabilité conservatrice *via* les taux d'intérêt initiaux inférieurs. Khan et Watts (2009) montrent qu'il existe une relation positive entre le niveau de l'endettement de l'entreprise et le niveau du conservatisme comptable. En d'autres termes, ce sont les sociétés les plus endettées qui s'adonnent à une pratique prononcée du conservatisme comptable. En conséquence, 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 sociétés les moins endettées. Sur la base de ces études, notre deuxième hypothèse stipule que :

H2 : Plus la société est endettée plus elle est susceptible d'adopter une comptabilité conservatrice.

1.2.3 Les opportunités de croissance de l'entreprise (Market to book)

Smith et Watts (1992) ont considéré que les opportunités de croissance sont positivement liées aux coûts d'agence. Watts (2003a) considère que le conservatisme se présente comme une réponse efficace aux coûts d'agence impliquant une relation positive entre le ratio valeur

marchande par rapport à la valeur comptable et le conservatisme comptable. Les sociétés qui ont les ratios valeur marchande par rapport à la valeur comptable les plus élevés sont susceptibles d'avoir les rendements boursiers les plus volatiles parce qu'une large proportion de leur valeur de marché est due à des options de croissance risquées. De plus, les sociétés qui ont les rendements boursiers les plus volatiles sont plus susceptibles d'afficher de larges pertes et risquent de faire l'objet de poursuites judiciaires fréquentes. Ce qui impliquerait une plus grande demande pour le conservatisme comptable pour les sociétés ayant un ratio élevé (Khan et Watts, 2009).

Le ratio *Market to Book ratio* est obtenu en divisant la valeur de marché de l'action par sa valeur comptable. Ce ratio est utilisé comme variable de contrôle dans le cadre du modèle de reconnaissance des mauvaises nouvelles par rapport aux bonnes (LaFond et Watts, 2008). Les sociétés qui ont le ratio valeur marchande par rapport à la valeur comptable le plus élevé ont les plus grandes opportunités de croissance par rapport aux actifs actuels dont elles disposent.

Ainsi, si la valeur comptable diminue par rapport à la valeur de marché, ce ratio augmente. Cet écart entre la valeur de marché et la valeur comptable naît de l'asymétrie dans la reconnaissance des mauvaises nouvelles par rapport aux bonnes. Sachant que ces bonnes nouvelles sont reflétées dans la valeur de marché d'une manière plus actualisée par rapport aux valeurs comptables qui peuvent être sous estimées en raison de ce type de conservatisme. Selon cette idée le ratio valeur marchande par rapport à la valeur comptable serait positivement associé au degré de conservatisme comptable. Roychowdhury et Watts (2007) considèrent que la relation positive entre ce ratio et le degré de conservatisme comptable n'est pas toujours validée empiriquement. Ceci nous conduit à tester l'hypothèse suivante :

H3 : Les sociétés ayant de fortes opportunités de croissance sont plus susceptibles d'avoir une comptabilité conservatrice.

1.2.4 Le système fiscal

Selon Shackelford et Shevlin (2001), les aspects fiscaux peuvent affecter les choix comptables. Ainsi, sous l'emprise de certaines pressions fiscales, les dirigeants peuvent être amenés à privilégier certaines méthodes et pratiques comptables que d'autres, considérées plus adaptées à son objectif. Watts (2003a) démontre que le conservatisme comptable varie en fonction du système fiscal.

Des études ultérieures se sont enchaînées pour vérifier l'existence de cette relation en faisant la distinction entre le conservatisme conditionnel et le conservatisme inconditionnel. Dans ce sens, Qiang (2007) prouve que seul le conservatisme inconditionnel est associé au système fiscal. Néanmoins, García Lara et al. (2009) ont démontré, à partir d'un échantillon de sociétés américaines durant la période 1964-2005, que le conservatisme conditionnel, par la reconnaissance en temps opportun des pertes économiques et par la comptabilisation différée des gains économiques, permet de décaler les résultats de la période actuelle vers les périodes futures et par la suite conduit à baisser la valeur actuelle des impôts.

Raffournier (1990) affirme dans ce sens que les grandes sociétés 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. Dès lors, nous proposons de tester l'hypothèse suivante :

H4 : Les sociétés qui paient moins d'impôt présentent une comptabilité plus conservatrice que les sociétés qui paient plus d'impôt.

1.2.5 Le risque de marché

Quand une société a un coefficient bêta plus élevé, le marché exige un taux de rentabilité plus important. La société est donc contrainte d'afficher un résultat comptable plus attractif. Certes, elle présente une comptabilité plus conservatrice.

Johnson et al. (2001) utilisent des mesures de risque de marché spécifiques à l'entreprise afin d'estimer la probabilité de litiges. Les auteurs mesurent le risque de litige par la première composante principale de cinq variables de marché à savoir : le coefficient Beta "*Equity Beta*", la rotation des actions "*Share Turnover*", la valeur du marché "*Market Value*", rendement asymétrique "*Return Skewness*", et le rendement annuel "*Annual Return*". Bêta mesure la sensibilité moyenne du taux de rendement de l'entreprise aux changements dans l'indice de marché.

Dès lors, nous supposons qu'un niveau élevé du conservatisme permet de réduire le risque de marché.

H5 : Les sociétés ayant un risque de marché élevé sont plus susceptibles d'avoir une comptabilité conservatrice.

2 Méthodologie de recherche

Cette section est dédiée à la présentation de l'échantillon étudié, à la collecte des données, à la mesure des variables utilisées et à la spécification du modèle.

2.1 Période de l'étude et sélection de l'échantillon

L'étude est réalisée sur un échantillon de sociétés françaises cotées appartenant à l'indice SBF 120¹, sur une période de dix ans de 2005 à 2014. Le choix de cet indice se justifie par la représentativité et la vision large, fidèle et diversifiée du marché qu'offre le SBF 120, ce qui nous permet d'obtenir une population suffisamment large pour permettre d'effectuer des tests statistiques. La période d'étude commence à partir de la date de l'adoption par l'Union européenne de l'IAS et des IFRS dont la mise en œuvre est obligatoire à partir du 1er Janvier 2005, et ce pour éviter toute sorte de controverse concernant le niveau du conservatisme avant et après l'adoption des normes IFRS.

Compte tenu de la population initiale, nous enlevons les sociétés financières et immobilières, et ce en raison de spécificités sectorielles et du régime comptable des établissements de crédits. Ainsi, l'échantillon final est constitué de 86 sociétés couvertes sur une période de 10 ans, soit un total de 860 observations.

¹ Cet indice, composé des cours de 40 actions du CAC 40 et de 80 valeurs des premier et second marchés les plus liquides cotés sur Euronext Paris, a pour objet de représenter l'évolution du marché dans son ensemble.

Toutes les informations comptables et boursières ont été extraites à partir de la base de données *Thomson Reuters Eikon*.

Tableau 1 : Détermination de l'échantillon

Nombre initial des sociétés cotées françaises appartenant à l'indice SBF 120	120
- Nombre des sociétés financières (les banques, les assurances et les sociétés de promotion immobilière)	19
- Nombre des sociétés ayant des données manquantes	15
<hr/>	
= Nombre final des sociétés	= 86

2.2 Choix et mesures des variables

Conformément à nos hypothèses, des variables dépendantes et indépendantes sont calculées. Le choix des variables est expliqué ci-dessous.

2.2.1 La variable dépendante : estimation du modèle de Ball et Shivakumar (2005)

Dans la théorie comptable, la mesure du conservatisme prend de plus en plus de l'importance. La revue de la littérature relative à cette thématique identifie cinq mesures principales du conservatisme comptable (Wang et al., 2008). En effet, Stober (1996) a introduit la mesure *market to book* pour évaluer le niveau de conservatisme. Basu (1997) a mis l'accent sur la reconnaissance asymétrique des gains et des pertes. L'étude de Penman et Zhang (2002) s'est intéressée à la mesure des réserves occultes, et celle de Givoly et Hayn (2002) ont analysé la mesure des *accruals* négatifs. Ball et Shivakumar (2005) proposent une mesure basée sur la même idée fondamentale que la mesure introduite par Basu, celle de la reconnaissance asymétrique des gains et des pertes. Par ailleurs, plus récemment, Khan et Watts (2009), en se basant sur un échantillon de 115 516 sociétés pendant la période 1963-2005, estiment la régression de Basu (1997) et considèrent le coefficient de Basu comme fonction linéaire des caractéristiques propres à l'entreprise : la taille, le ratio MTB et l'endettement.

Il convient de noter que la mesure du conservatisme, initiée par Basu (1997) a constitué un soubassement de différentes études pour évaluer le niveau du conservatisme (Givoly et Hayn 2000, Ball et al. 2000, Chaney et Philipich 2003, Krishnan 2005, Francis et al. 2004, etc). Elle est considérée comme la mesure la plus appréciée dans la littérature comptable (Ryan 2006 ; Wang et al., 2008). Toutefois, elle a été toujours critiquée sous prétexte qu'il existe des biais économétriques (Dietrich et al., 2007; Patatoukas et Thomas, 2011). En outre, le recours à la variation des cours boursiers pour la détermination des bonnes et des mauvaises nouvelles constitue une limite de ce modèle (Givoly et Hayn, 2000).

A la lumière des critiques adressées, cette mesure a catalysé l'évolution des recherches (Penman et Zhang, 2002 ; Ball et Shivakumar, 2005 ; Khan et Watts, 2009). Cependant les modèles développés ne sont pas exemptés de faiblesses. Ainsi, Ryan (2006) remet en cause l'utilité de la mesure de l'accumulation des *accruals* négatifs (Givoly et Hayn, 2002) et du

ratio *market-to-book* (Stober 1996) pour évaluer le conservatisme conditionnel étant donné qu'ils servent à évaluer globalement le conservatisme. En plus, le montant des réserves cachées, bien qu'il puisse être utilisé pour mesurer le degré de conservatisme dans une entreprise, il exige plusieurs items qui sont généralement indisponibles.

Pour les raisons susmentionnées et en raison de l'indisponibilité des rendements boursiers de toutes les sociétés appartenant à l'indice SBF 120 depuis 2005 et de la non significativité du modèle de Basu (1997), nous nous basons dans la présente étude sur le modèle de Ball et Shivakumar (2005) qui s'inspire largement du modèle de Basu (1997). Cette mesure constitue une représentation valide de l'ampleur du conservatisme conditionnel dans le résultat comptable, et ne comporte pas de biais (Wang et al., 2008).

La mesure développée par Ball et Shivakumar (2005) se base sur la même idée que le modèle de Basu (1997) celle de la reconnaissance asymétrique des gains et des pertes. La principale différence réside au niveau de la mesure des nouvelles. Le modèle de Basu choisit les rendements boursiers en tant qu'indicateur des nouvelles, alors que Ball et Shivakumar utilisent les flux de trésorerie liés à l'exploitation comme une mesure des nouvelles. De ce fait, ce modèle s'adapte même aux sociétés non cotées puisqu'ils ne disposent pas d'informations relatives aux cours des actions et donc aux rendements.

Ball et Shivakumar (2005) soutiennent que les *accruals* n'ont pas seulement ce rôle, mais ils sont également utilisés pour intégrer en temps opportun les bonnes et les mauvaises nouvelles dans les résultats. Dans ce sens, Ball et al. (2000) affirment que les *accruals* reconnaissent les mauvaises nouvelles et les incorporent dans les bénéfices actuels.

Pour estimer les *accruals* totaux, nous nous basons sur le modèle de Jones modifié (1995) ajusté par un indicateur de performance, la rentabilité des actifs (Kothari et al., 2005).

Ce modèle permet d'explicitier les deux rôles associés aux *accruals* : l'atténuation du bruit dans les flux de trésorerie et la reconnaissance asymétrique des gains et pertes latents.

Le modèle est formulé comme suit :

$$TACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DCFO_{i,t} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t} * DCFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$TACC_{i,t}$: le total des *accruals* standardisés par le total des actifs de l'année (t - 1) estimé à partir du modèle de mesure de la gestion des résultats.

$DCFO_{i,t}$: une variable muette, égale à 1 si les flux de trésorerie liés à l'exploitation sont négatives et 0, sinon. L'intégration de cette variable sert pour séparer les bonnes nouvelles des mauvaises nouvelles.

$CFO_{i,t}$: les flux de trésorerie liés à l'exploitation standardisés par le total des actifs de l'année (t - 1).

Le coefficient β_3 renseigne sur le niveau du conservatisme. Ainsi, plus le coefficient β_3 est élevé plus le degré du conservatisme comptable est élevé.

Le test de Hausman nous conduit à retenir l'hypothèse en faveur du modèle à effets fixes. L'annexe A montre les résultats d'estimation trouvés pour ce modèle.

D'après l'annexe A, nous constatons que les deux coefficients de CFO et CFO * DCFO sont négatifs et significatifs au niveau de 1%. Le coefficient de CFO = -0,088 indique que les flux de trésorerie ont un effet négatif sur les *accruals* ce qui veut dire que l'augmentation des flux de trésorerie entraîne une diminution des *accruals* de 8.8% et vice versa. Ce résultat s'accorde avec ceux trouvés par Dechow (1994) et Dechow et al. (1998).

Toutefois, le coefficient de CFO * DCFO = -0,68 implique que, lorsque les flux de trésorerie sont négatifs, 76,8% ($0,768 = 0,088 + 0,68$) des flux de trésorerie affectent les *accruals*. Ce coefficient étant négatif, indique que les gains non réalisés sont comptabilisés par l'intermédiaire des *accruals* plus rapidement que les pertes non réalisées. Ce qui prouve que plus les *accruals* ont tendance à la hausse moins qu'il y a recours à une comptabilité conservatrice.

2.2.2 Variables indépendantes

- Variables d'intérêt

En se basant sur l'hypothèse des coûts politiques (Watts et Zimmerman, 1986) et sur des recherches plus récentes (Ahmed et al., 2002 ; Ahmed et Duellman, 2007 ; Beekes et al., 2004) stipulant que la taille de l'entreprise constitue l'un des facteurs déterminants du conservatisme conditionnel, nous mesurons la taille de l'entreprise (*TAILLE*) par le logarithme naturel du total actifs (TA) pour l'année t.

La majorité des recherches s'accordent sur l'effet des contrats d'endettement sur le niveau du conservatisme (Ahmed et al., 2002 ; Watts, 2003a ; Beekes et al., 2004 ; Ahmed et Duellman, 2007 ; García Lara et al., 2009), nous choisissons comme mesure du niveau d'endettement le ratio Dettes Long Terme / Total Actifs (*LTD/TA*).

En se référant au travail de Beekes et al. (2004), nous mesurons le niveau des opportunités de croissance par le ratio *MTB* qui correspond au rapport entre la valeur marchande et la valeur comptable des actions.

Dans leur étude, García Lara et al. (2009) trouvent que les pressions fiscales créent des incitations à transférer les revenus entre les périodes (pour minimiser les paiements d'impôts), c'est ainsi que le conservatisme conditionnel peut intervenir comme une pratique répondant à ce besoin. Sur cette base, nous incorporons une variable *TAX* qui prend la valeur du rapport entre l'impôt sur le revenu et le revenu net s'il est positif et 0 sinon.

Quant au risque de marché, il est mesuré par le coefficient *BETA* qui correspond au risque auquel l'entreprise est exposée.

- Variables de contrôle

Ahmed et al. (2002), et Ahmed et Duellman (2007) affirment que la croissance des ventes est susceptible d'affecter le conservatisme, nous introduisons dans notre modèle la variable de contrôle *CROI_VENTES* définie par le taux de croissance des ventes.

Les auditeurs sont également confrontés à un risque de litige, en particulier ceux qui appartiennent aux réseaux *BIG Four*. Ces derniers sont exposés à des coûts de litiges très importants et sont plus susceptibles d'être confrontés à des poursuites judiciaires et par conséquent à un risque de perte de réputation plus élevé (Palmrose, 1988). De même, Johnson

et al. (2001) utilisent dans leur étude la variable BIG 6 comme une mesure du risque de reporting financier et donc du risque de litige.

Chung et al. (2003), Basu et al. (2001, 2002) et Lee et al. (2001) suggèrent que les sociétés auditées par un cabinet *BIG* sont plus conservatrices que les sociétés auditées par un non *BIG*. Ce qui explique d'ailleurs la raison pour laquelle les auditeurs apprécient plus les clients conservateurs DeFond et al. (2012). Sur cette base, nous introduisons une variable muette (*BIG4*) prenant la valeur 1 si la société est auditée par au moins un cabinet appartenant au réseau BIG 4.

Ahmed et al. (2002) démontrent que les sociétés rentables ont tendance à utiliser une comptabilité plus conservatrice. Conformément à cette étude, nous mesurons la profitabilité à travers le ratio de rentabilité des actifs (*ROA*), calculé à partir du rapport entre le résultat net et le total des actifs). Nous ajoutons aussi la variable (*CFO/TA*) telle que introduite dans le modèle d'Ahmed et Duellman (2007) et définie comme étant le rapport entre les flux de trésorerie provenant des activités d'exploitation et le total des actifs.

2.2.3 Spécification du modèle

Dans le cadre du présent travail relatif à une étude du contexte français, nous nous intéressons à certains facteurs organisationnels expliquant les disparités interentreprises du niveau de conservatisme.

Le modèle développé se présente comme suit :

$$\begin{aligned} CONSERV_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 TAILLE_{i,t} + \beta_2 \frac{LTD_{i,t}}{TA_{i,t}} + \beta_3 MTB_{i,t} + \beta_4 TAX_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} \\ & + \beta_6 CROI_VENTES_{i,t} + \beta_7 \frac{CFO_{i,t}}{TA_{i,t}} + \beta_8 ROA_{i,t} + \beta_9 BIG4_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \end{aligned}$$

CONSERV : mesure du conservatisme conditionnel (estimé à partir du modèle de Ball et Shivakumar, 2005);

TAILLE : correspond au logarithme naturel du total actifs (TA) pour l'année t;

LTD/TA : est mesurée par le ratio dettes long terme / total actifs;

TAX : est égale au rapport entre l'impôt sur le revenu et le revenu net s'il est positif et 0 sinon;

MTB : correspond au rapport entre la valeur marchande et la valeur comptable des actions;

CROI_VENTES : mesure le taux de croissance des ventes;

CFO/TA : est le rapport entre les flux de trésorerie provenant des activités d'exploitation et le total actif;

ROA : est calculé par le ratio (résultat net / total actifs);

BETA : correspond au risque de marché auquel l'entreprise est exposée;

BIG4 : est une variable qui prend la valeur 1 si l'entreprise est auditée par au moins un cabinet appartenant au réseau BIG 4.

3 Résultats et interprétations

Cette partie est consacrée pour la présentation des résultats des traitements statistiques. Tout d'abord nous nous attardons sur les statistiques descriptives du modèle, ensuite nous présentons l'analyse des corrélations entre les variables, pour finir avec les résultats du modèle de régression.

3.1 Statistiques descriptives

L'analyse des statistiques descriptives de notre échantillon (Tableau 2, 3) fait dégager les points marquants suivants :

La valeur moyenne et la valeur médiane du niveau du conservatisme sont presque égales de valeurs respectives -0,048 et -0,0485074. Le niveau du conservatisme atteint son maximum à une valeur de 0,0202758.

En ce qui concerne les variables d'intérêt, l'entreprise a en moyenne un total actif égal à 20710988,740 mille Euro. Nous constatons que le taux d'endettement moyen est de 21,08 %, ce qui montre que le poids du financement à long terme est assez faible sur l'ensemble des sociétés constituant notre échantillon. Nous remarquons aussi que l'entreprise dispose en moyenne d'un ratio *market to book* de 2,16, et d'un risque de marché de 1,0170, et d'un taux d'impôt de 0,5374351.

Quant aux variables de contrôle, la croissance des ventes de l'entreprise est égale en moyenne à 11,34%, alors que son ratio de profitabilité moyen (*CFO/TA*) est de 8,57%.

Enfin, nous constatons que 93,6% des sociétés de notre échantillon choisissent un cabinet BIG4 pour effectuer la mission d'audit.

En rapportant l'écart type sur la moyenne, nous remarquons que les variables sont peu dispersées à l'exception des variables *CROI_VENTES* et *TAX* qui sont assez dispersées.

Tableau 2: Statistiques descriptives des variables explicatives continues

Variabiles continues	N	Moyenne	Ecart type	Médiane	Minimum	Maximum
CONSERV	860	-0,04795141	0,01774765	-0,0485074	-0,112082	0,0202758
TAILLE	858	15,744251	1,5873244	15,702650	10,1172	19,3966
LTD/TA	860	0,210814	0,2390435	0,176900	0,0000	2,5148
MTB	840	2,1555	1,88572	1,7600	-4,80	28,13
CROI VENTES	856	0,11343731	1,19244016	0,05102294	-0,934937	34,327014
CFO/TA	858	0,085688	0,0667395	0,077400	-0,2929	0,4062
ROA	856	5,31777	6,381701	4,92000	-32,460	49,250
TAX	858	0,5375078	1,19637828	0,426845	0	26,69264
BETA	860	1,0170	0,42629	0,9200	0,32	2,46
N valide	790					

Tableau 3: Statistiques descriptives des variables explicatives discrètes

Variable discrète	N	Effectifs		Pourcentages	
		0	1	0	1
BIG4	803	51	752	6,4	93,6

3.2 Analyse des résultats du modèle de régression

- *Matrice des corrélations de Pearson*

Le tableau de l'annexe B présente la matrice de corrélations entre les variables explicatives testées dans le modèle. La matrice de corrélation indique que la majorité des variables sont liées entre elles d'une manière significative. La variable *TAILLE* par exemple, est significativement corrélée au niveau de 5% avec toutes les variables du modèle sauf avec la variable *TAX* (Sig: 0,976). La variable *LTD/TA* présente aussi une corrélation significative avec toutes les variables sauf avec la variable *CROI_VENTES* (Sig: 0,513) et *TAX* (Sig: 0,830). Quant à la variable *TAX*, elle ne présente aucune corrélation significative avec les autres variables.

Cependant, l'intensité de ces corrélations n'est pas jugée excessive puisque les coefficients de corrélation ne dépassent pas 70 %.

- *Test de multicolinéarité*

Pour s'assurer davantage sur l'absence de multicolinéarité, nous avons effectué un diagnostic de multicolinéarité via SPSS par le Facteur d'Inflation de la Variance (VIF) (indicateur de la proportion de variance de chaque variable indépendante expliquée par toutes les autres variables indépendantes).

D'après le tableau 4, nous remarquons que la tolérance est élevée et les VIF ne dépassent pas 10 ($VIF < 2$), ce qui nous conduit à conclure qu'il n'y a pas de problèmes de multicolinéarité importants.

Tableau 4: Diagnostic de multicolinéarité

Modèle	Statistiques de colinéarité	
	Tolérance	VIF
1 (Constante)		
TAILLE	,821	1,217
ENDET	,808	1,237
MTB	,820	1,220
CROI_VENTES	,949	1,054
CFO	,623	1,606
ROA	,568	1,762
TAX	,988	1,012
BIG4	,877	1,141
BETA	,876	1,141

a. Variable dépendante : CONSERV

- *Régression*

En raison d'absence de corrélations significatives, toutes les variables explicatives seront incorporées dans le modèle. Il est à noter que les valeurs de la variable (*BETA*) qui mesure le risque de marché ne varient pas à travers le temps pour chaque entité, cela peut entraver l'estimation du modèle à effets fixes. De ce fait, il sera plus adéquat d'estimer le modèle à effets aléatoires.

Tableau 5 : Résultats du modèle des déterminants du conservatisme conditionnel (effets aléatoires)

Variable dépendante : *CONSERV*

Variable	Coefficient	Prob
C	0,010075***	0,0012
TAILLE _{i,t}	-0,003329***	0,0000
LTD _{i,t} / TA _{i,t}	0,004400***	0,0005
TAX _{i,t}	-0,000287	0,1499
MTB _{i,t}	0,000499***	0,0000
CROI_VENTES _{i,t}	-0,001424***	0,0000
CFO _{i,t} / TA _{i,t}	-0,169186***	0,0000
ROA _{i,t}	-0,000390***	0,0000
BETA _{i,t}	0,001894***	0,0069
BIG4 _{i,t}	0,007606***	0,0000
<hr/>		
R ²	= 0,564834	
R ² _{ajusté}	= 0,559813	
Fisher	= 112,4911	
prob. (Fisher)	= 0,000000	

* Coefficient significatif au seuil de 10%. ** Coefficient significatif au seuil de 5%. *** Coefficient significatif au seuil de 1%.

Définition des variables : *CONSERV* mesure du conservatisme conditionnel (estimé à partir du modèle de Ball et Shivakumar, 2005); *Taille* correspond au logarithme naturel du total actifs (TA) pour l'année t; *LTD/TA* est mesurée par le ratio dettes long terme / total actifs; *TAX* prend la valeur du rapport entre l'impôt sur le revenu et le revenu net s'il est positif et 0 sinon; *MTB* correspond au rapport entre la valeur marchande et la valeur comptable des actions; *CROI_VENTES* mesure le taux de croissance des ventes; *CFO/TA* est le rapport entre les flux de trésorerie provenant des activités d'exploitation et le total actif; *ROA* est calculé par le ratio (résultat net / total actifs); *BETA* correspond au risque de marché auquel l'entreprise est exposée; *BIG4* est une variable qui prend la valeur de 1 si l'entreprise est auditée par au moins un cabinet appartenant au réseau BIG 4.

A la lecture du tableau 5, nous remarquons que le F calculé (112,4911) est statistiquement très significatif (Sig. = 0,00 < 5%), ce qui permet de rejeter l'hypothèse nulle de l'absence de l'effet des variables explicatives sur la variable endogène. Le modèle est donc globalement significatif.

Nous constatons aussi que le coefficient de pondération de la variable *TAILLE* est négatif ($\beta_1 = -0,003329$) et significatif (Sig=0,00 < 5%), ce qui signifie que les petites sociétés cotées françaises appartenant à l'indice SBF 120 sont plus conservatrices que les grandes sociétés. Ce résultat est cohérent avec celui de l'étude de Zmijewski et Hagerman (1981) et les études d'Easley et al. (2002) et de Khan et Watts (2009) qui stipulent que les grandes sociétés sont plus matures et ont des environnements plus riches en informations et donc se caractérisent par une plus faible asymétrie d'information, ce qui suggère une baisse de la demande du conservatisme conditionnel. Ce résultat contredit l'hypothèse H1 formulée.

Concernant le ratio d'endettement, le coefficient est positif (0,004400) et significatif (Sig:0,0005<5%) ce qui veut dire que les sociétés les plus endettées pratiquent le conservatisme comptable d'une manière plus prononcée. Ce résultat confirme les résultats trouvés dans les travaux de recherche de Frankel et Roychowdhury (2005) et Ahmed et al., (2002). Cela nous amène à retenir l'hypothèse H2.

Le coefficient positif et significatif du ratio *MTB* concorde avec les résultats trouvés par Khan et Watts (2009) et Watts (2003a). Ce qui indique que les sociétés ayant de fortes opportunités de croissance demandent plus du conservatisme comptable. L'hypothèse H3 est alors confirmée.

En ce qui concerne la variable *TAX*, la relation avec le conservatisme s'avère non significative (Sig: 0,15 > 5%), ce qui signifie que cette mesure choisie pour examiner l'effet du système fiscal n'a pas d'impact sur le niveau du conservatisme. Ce résultat va à l'encontre des études antérieures en termes de significativité (par exemple : García Lara et al., 2009), donc il est probable que cette variable ne constitue pas un indicateur pertinent pour mesurer l'impact du système fiscal sur le niveau du conservatisme dans le contexte français. L'hypothèse H4 sera donc rejetée.

Par ailleurs, nous constatons une relation positive entre le risque du marché mesuré par la variable *BETA* et le conservatisme ($\beta_8 = 0,001894$) et elle est significative (Sig: 0,0069), ce qui montre que les sociétés confrontées à un risque de marché plus élevé peuvent fournir plus de conservatisme conditionnel pour atténuer ce risque. L'hypothèse H5 sera donc retenue.

Quant au risque de litige dont l'auditeur est exposé, une relation positive et significative s'apparente aussi ($\beta_9 = 0,007606$; Sig: 0,00). Cette association confirme la supposition que les auditeurs BIG4 amènent leurs clients à être conservateurs pour éviter les coûts de litiges éventuels.

Conformément aux études d'Ahmed et al. (2002 ; 2007), nous avons trouvé une relation négative et très significative entre la variable *CROI_VENTES* et la mesure du conservatisme conditionnel ($\beta_5 = -0,001424$; Sig:0,00).

Quant aux ratios de profitabilité choisis, le rapport entre les flux de trésorerie provenant des activités d'exploitation et le total actif (*CFO/TA*) et le ratio de rendement des actifs (*ROA*), les résultats montrent qu'ils sont significatifs ayant un impact négatif sur le conservatisme ($\beta_7 = -0,169186$; $\beta_8 = -0,000390$; Sig:0,00). Cela suggère que les sociétés les plus rentables sont

moins conservatrices. Ce résultat va à l'encontre des résultats d'Ahmed et Duellman. (2007) et Ahmed et al. (2002).

Conclusion

Après des années d'application des normes internationales, la question de la prudence est devenue d'actualité puisque les producteurs d'états financiers se plaignent régulièrement des contrecoups liés à l'évaluation à la juste valeur. Par conséquent, certains chercheurs se sont focalisés sur l'étude des facteurs déterminants du conservatisme pour pouvoir y agir et montrent qu'il existe principalement quatre facteurs déclenchant du conservatisme à savoir les contrats, la probabilité de litige, le système fiscal et la réglementation (Watts, 2003a ; Beekes et al., 2004 ; Ball et Shivakumar, 2005 ; Xu et Lu, 2008 ; García Lara et al., 2009). L'objectif du présent travail est d'élargir ces études et d'identifier les facteurs qui influent sur le niveau du conservatisme conditionnel en France notamment. Plus précisément, nous nous intéressons dans un premier temps à mesurer le niveau du conservatisme conditionnel après l'adoption des normes IFRS et d'identifier dans un second temps les facteurs organisationnels qui peuvent influencer le niveau du conservatisme conditionnel;

Sur la base d'un échantillon composé de 86 sociétés françaises appartenant à l'indice SBF 120, Nous avons identifié les facteurs qui sont à l'origine de la diminution du niveau du conservatisme conditionnel, il s'avère d'une part que les mesures de profitabilité (*ROA* et *CFO/TA*), la croissance des ventes et la taille des sociétés présentent une relation négative avec le conservatisme, d'autre part une relation positive se dégage entre l'endettement, le risque de marché, le ratio *Market To Book* et le conservatisme.

Ces résultats contribuent à la littérature sur les déterminants du conservatisme comptable dans le contexte français. Toutefois, notre étude comporte certaines limites. S'agissant de l'échantillon, et bien qu'il soit relativement de grande taille, il ne couvre pas l'ensemble du marché français vu qu'il ne contient pas les sociétés ayant des données manquantes. Aussi, l'application du modèle de Ball et Shivakumar (2005) pour mesurer le conservatisme comptable représente une limite, car, comme le souligne Givoly et al. (2007), il convient d'utiliser plusieurs mesures du conservatisme comptable afin, notamment, d'asseoir des conclusions robustes.

Il convient de souligner également que le présent article ne relève pas d'une analyse exhaustive des différents déterminants du conservatisme conditionnel. Nous proposons d'étudier l'impact de certaines caractéristiques organisationnelles telles que : le secteur d'activité, la structure de propriété, et de certains mécanismes de gouvernance sur le conservatisme conditionnel.

Bibliographie

- Ahmed, A. S., Billings, B. K., Morton, R. M., Stanford-Harris, M. (2002). The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs. *The Accounting Review* 77(4): 867-890.
- Ahmed, A. S., Duellman, S. (2007). Accounting conservatism and board of director characteristics: An empirical analysis. *Journal of accounting and economics* 43(2): 411-437.
- Ball, R., Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. *Journal of accounting and economics* 39(1): 83-128.
- Ball, R., Kothari, S. P., Robin, A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of accounting and economics* 29(1): 1-51.
- Ball, R., Robin, A., Wu, J. S. (2003). Incentives versus standards: properties of accounting income in four East Asian countries. *Journal of accounting and economics* 36(1): 235-270.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of accounting and economics* 24(1): 3-37.
- Basu, S., Hwang, L., Jan, C. L., 2001. Differences in conservatism between Big Eight and non-Big Eight auditors. Working Paper, City University of New York and California State University - Hayward.
- Basu, S., Hwang, L. S., Jan, C. L. (2002). Auditor conservatism and quarterly earnings. Available at SSRN 2428862. april
- Beaver, W. H. (1993). Conservatism. In *annual meeting of the American Association of Accountants, San Francisco, August*.
- Beaver, W. H., Ryan, S. G. (2005). Conditional and unconditional conservatism: Concepts and modeling. *Review of Accounting Studies* 10(2-3): 269-309.
- Beekes, W., Pope, P., Young, S. (2004). The link between earnings timeliness, earnings conservatism and board composition: evidence from the UK. *Corporate Governance: An International Review* 12(1): 47-59.
- Blunck, R. (2009). Does Conservative Accounting Reduce Litigation Costs?. Online, (<http://tippee.uiowa.edu/accounting/mcgladrey/pdf/blunck2.pdf>, accessed on 28 October 2014).
- Brouwer, R. (2009). Accounting conservatism in Europe.
- Bushman, R. M., Piotroski, J. D. (2006). Financial reporting incentives for conservative accounting: The influence of legal and political institutions. *Journal of Accounting and Economics* 42(1): 107-148.
- Cahan, S. F., Zhang, W. (2006). After Enron: Auditor conservatism and ex-Andersen clients. *The Accounting Review* 81(1): 49-82.
- Chaney, P., Philipich, K., Masulis, R. (2003). *The price-earnings relation in troubled times: The case of Arthur Andersen*. Working paper, Vanderbilt University and The Ohio State University.
- Chiapello, E. (2005). Transformation des conventions comptables, transformation de la représentation de l'entreprise. *Les normes comptables internationales, instruments du capitalisme financier*, pp-121.
- Chung, H. H., Wynn, J. P. (2008). Managerial legal liability coverage and earnings conservatism. *Journal of Accounting and Economics* 46(1): 135-153.

- Chung, R., Firth, M., Kim, J. B. (2003). Auditor conservatism and reported earnings. *Accounting and Business Research* 33(1): 19-32.
- Colmant, B. (2006). Quelques réflexions sur la fidélité des images comptables, mimeo.
- Dechow, P. M. (1994). Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of accounting and economics* 18(1): 3-42.
- Dechow, P. M., Kothari, S. P., Watts, R. L. (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of accounting and Economics* 25(2): 133-168.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *Accounting review* 193-225.
- DeFond, M. L., Lim, C. Y., Zang, Y. (2012). Do auditors value client conservatism. *University of Southern California, Singapore Management University*.
- Dietrich, J. R., Muller III, K. A., Riedl, E. J. (2007). Asymmetric timeliness tests of accounting conservatism. *Review of Accounting Studies* 12(1): 95-124.
- Ding, Y., Stolowy, H. (2006). Timeliness and conservatism: Changes over time in the properties of accounting income in France. *Review of Accounting and Finance* 5(2): 92-107.
- Easley, D., Hvidkjaer, S., O'hara, M. (2002). Is information risk a determinant of asset returns?. *The journal of finance* 57(5): 2185-2221.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P. M., Schipper, K. (2004). Costs of equity and earnings attributes. *The Accounting Review* 79(4): 967-1010.
- Frankel, R., Roychowdhury, S. (2005). *Testing the clientele effect: An explanation for non-GAAP earnings adjustments used to compute I/B/E/S earnings*. Working Paper (MIT).
- García Lara, J. M., Osma, B. G., Penalva, F. (2009). Accounting conservatism and corporate governance. *Review of Accounting Studies* 14(1): 161-201.
- Givoly, D., Hayn, C. (2000). The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative?. *Journal of accounting and economics* 29(3): 287-320.
- Givoly, D., Hayn, C. (2002). Rising conservatism: Implications for financial analysis. *Financial Analysts Journal* 58(1): 56-74.
- Givoly, D., Hayn, C. K., Natarajan, A. (2007). Measuring reporting conservatism. *The Accounting Review* 82(1): 65-106.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271.
- Hribar, P., Collins, D. W. (2002). Errors in estimating accruals: Implications for empirical research. *Journal of Accounting research*, 105-134.
- Johnson, M. F., Kasznik, R., Nelson, K. K. (2001). The impact of securities litigation reform on the disclosure of forward-looking information by high technology firms. *Journal of Accounting Research*, 297-327.
- Khan, M., Watts, R. L. (2009). Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism. *Journal of Accounting and Economics* 48(2): 132-150.
- Kothari, S. P., Leone, A. J., Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of accounting and economics* 39(1): 163-197.
- Krishnan, G. V. (2005). Did Houston Clients of Arthur Andersen Recognize Publicly Available Bad News in a Timely Fashion?*. *Contemporary Accounting Research* 22(1): 165-193.
- LaFond, R., Watts, R. L. (2008). The information role of conservatism. *The Accounting Review* 83(2): 447-478.

- Lee, P. J., Taylor, S. J., Taylor, S. L. (2001). *Auditor conservatism and audit quality: evidence from Australian IPO earnings forecasts*. working paper, University of Technology, Sydney.
- Littleton, A. C. (1941). A Genealogy for "Cost or Market". *Accounting Review*, 161-167.
- Liu, Z. F., Thornton, D. B. (2008). Litigation Risk, Price to Book and Conservatism in Financial Reporting. *Price to Book and Conservatism in Financial Reporting (September 1, 2008)*.
- Lys, T., Watts, R. L. (1994). Lawsuits against auditors. *Journal of Accounting Research*, 65-93.
- Patatoukas, P. N., Thomas, J. K. (2011). More evidence of bias in the differential timeliness measure of conditional conservatism. *The Accounting Review* 86(5): 1765-1793.
- Penman, S. H., Zhang, X. J. (2002). Accounting conservatism, the quality of earnings, and stock returns. *The accounting review* 77(2): 237-264.
- Qiang, X. (2007). The effects of contracting, litigation, regulation, and tax costs on conditional and unconditional conservatism: cross-sectional evidence at the firm level. *The Accounting Review* 82(3): 759-796.
- Raffournier, B. (1990). La théorie "positive" de la comptabilité: une revue de la littérature. *Economies et Sociétés* 2(16): 137-166.
- Roychowdhury, S., Watts, R. L. (2007). Asymmetric timeliness of earnings, market-to-book and conservatism in financial reporting. *Journal of Accounting and Economics* 44(1): 2-31.
- Ryan, S. G. (2006). Identifying conditional conservatism. *European accounting review* 15(4): 511-525.
- Shackelford, D. A., Shevlin, T. (2001). Empirical tax research in accounting. *Journal of accounting and economics* 31(1): 321-387.
- Smith, C. W., Watts, R. L. (1992). The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies. *Journal of financial Economics* 32(3): 263-292.
- Stober, T. L. (1996). Do prices behave as if accounting book values are conservative? Cross-sectional tests of the Feltham-Ohlson (1995) valuation model. *Unpublished Working Paper, University of Notre Dame, IN*.
- Wang, R. Z., Ó Hogartaigh, C., Van Zijl, T. (2008). Measures of accounting conservatism: a construct validity perspective. *Journal of Accounting Literature, Forthcoming*.
- Watts, R. L. (1993). A proposal for research on conservatism. *Simon School of Business Working Paper FR*, 93-13.
- Watts, R. L. (2003a). Conservatism in accounting part I: Explanations and implications. *Accounting horizons* 17(3): 207-221.
- Watts, R. L. (2003b). Conservatism in accounting part II: Evidence and research opportunities. *Accounting horizons* 17(4): 287-301.
- Watts, R. L., Zimmerman, J. L. (1978). Towards a positive theory of the determination of accounting standards. *Accounting review*, 112-134.
- Watts, R. L., Zimmerman, J. L. (1986). Positive accounting theory.
- Xu, J., Lu, C. (2008). Accounting Conservatism: A Study of Market-Level and Firm-Level Explanatory Factors. *China Journal of Accounting Research*, 1, 11-29.
- Zmijewski, M. E., Hagerman, R. L. (1981). An income strategy approach to the positive theory of accounting standard setting/choice. *Journal of accounting and Economics* 3(2): 129-149.

Annexes

Annexes A : Résultats du modèle de mesure du conservatisme à effets fixes

Variable	Coefficient	Prob
C	-0,041151 ^{***}	0,0000
$DCFO_{i,t}$	-0,007645 ^{**}	0,0493
$CFO_{i,t}$	-0,087897 ^{***}	0,0000
$CFO_{i,t} * DCFO_{i,t}$	-0,680349 ^{***}	0,0000
<hr/>		
R^2	= 0,841651	
$R^2_{\text{ajusté}}$	= 0,823047	

* Coefficient significatif au seuil de 10%. ** Coefficient significatif au seuil de 5%. *** Coefficient significatif au seuil de 1%.

Annexe B : Matrice des corrélations de Pearson

	TAILLE	LTD/TA	MTB	CROI_VENTES	CFO	ROA	TAX	BIG4	BETA
TAILLE Corrélation de Pearson	1								
LTD/TA Corrélation de Pearson	-,074*	1							
MTB Corrélation de Pearson	-,166	-,139	1						
CROI_VENTES Corrélation de Pearson	-,124	-,022	,019	1					
CFO Corrélation de Pearson	-,149	,214	,202	,083*	1				
ROA Corrélation de Pearson	-,107	,260	,250	-,082*	,588	1			
TAX Corrélation de Pearson	-,001	,007	,002	-,019	,023	-,034	1		
BIG4 Corrélation de Pearson	,286	,071*	,076*	-,009	,050	-,023	,004	1	
BETA Corrélation de Pearson	,155	,117	-,262	-,005	-,044	-,157	-,059	,042	1

*. La corrélation est significative au niveau 0.05 (bilatéral).

