

## **Le conservatisme conditionnel des entreprises françaises cotées**

## **The conditional conservatism of French listed companies**

**HMANI Sihem**

Enseignant chercheur

Département Comptabilité-Finance

Institut Supérieur de Comptabilité et d'Administration des Entreprises

Université de Manouba

Tunis, Tunisie

Sihem.hmani@isca.euma.tn

**Date de soumission** : 01/03/2019

**Date d'acceptation** : 17/03/2019

**Pour citer cet article** :

HMANI S. (2019) « Le conservatisme conditionnel des entreprises françaises cotées », Revue du contrôle, de la comptabilité et de l'audit « Numéro 8 : Mars 2019 / Volume 3 : numéro 4 » p : 297-330

### Résumé :

Appliqué au contexte français, cette étude a pour objet d'attribuer au conservatisme conditionnel une évidence empirique. Pour ce faire, le modèle de Basu (1997) et le modèle de Khan & Watts (2009) sont utilisés pour détecter cette pratique comptable. En outre, des investigations sont menées pour montrer que le degré de conservatisme a diminué après l'adoption de l'IFRS en 2005 ; que le degré de conservatisme est tributaire du marché de cotation, de la taille et du secteur d'activité de l'entreprise.

A partir d'un panel non cylindré de 331 entreprises françaises cotées à l'Euronext Paris durant la période allant de 2000 à 2015, les résultats obtenus révèlent que seules les entreprises cotées sur le marché réglementé Eurolist (Compartiments A, B et C) sont conservatrices. Ce conservatisme a diminué après l'adoption obligatoire des normes IFRS. La taille et le secteur d'activité auquel appartient l'entreprise sont des déterminants du conservatisme conditionnel.

**Mots-clés :** Conservatisme conditionnel, modèle de Basu (1997), adoption des normes IFRS, taille, secteur d'activité.

### Abstract

Applied to the French context, this study aims to attribute empirical evidence to conditional conservatism. Basu (1997) and Khan & Watts (2009) models are used to detect this accounting practice. In addition, investigations are conducted to show that the degree of conservatism decreased after the adoption of IFRS in 2005; the degree of conservatism depends on the market quotation, the size and the activity sector of the firm.

The sample of the study is an unbalanced panel of 331 French companies listed in Euronext Paris during period going from 2000 till 2015. Only companies listed on the regulated market Eurolist (Compartments A, B and C) are conservatives. This conservatism decreased after the adoption of the standards IFRS. Both, the size and the sector of activity are determinants of the conditional conservatism.

**Keywords:** Conditional conservatism, Basu model (1997), adoption of IFRS, size, sector of activity.

## Introduction

Le conservatisme de la comptabilité est une convention présente dans tout système comptable selon des degrés différents. Le conservatisme est un terme issu du modèle comptable Anglo-Saxon, il n'a pas d'équivalent dans le modèle européen où il est remplacé par le principe de prudence. Toutefois ces deux notions sont équivalentes. La définition du conservatisme diffère qu'on soit normalisateur ou chercheur. Le premier le définit implicitement à travers la convention de prudence comme étant la prise en compte d'un certain degré de précaution dans l'exercice de jugements nécessaires pour préparer les estimations dans des conditions d'incertitudes. Le chercheur, plus précisément Sudipta Basu père fondateur du conservatisme, stipule que le conservatisme est la tendance des comptables à exiger un degré plus élevé de vérification pour prendre en compte les bonnes nouvelles, en tant que gains, que de reconnaître les mauvaises nouvelles. Il en découle une prise en compte plus rapide des mauvaises nouvelles dans les bénéfices compte tenu des cash-flows futurs, que des bonnes nouvelles (Basu, 1997, p.7). Au vue de la littérature, deux types de conservatisme comptable sont identifiés : le conservatisme conditionnel lié aux nouvelles et le conservatisme inconditionnel inhérent aux choix des méthodes comptables. L'un ou l'autre de ces deux types de conservatisme entraîne une asymétrie de reconnaissance des pertes et des gains et une sous évaluation (surévaluation) systématique des actifs (des passifs). Ce travail traite exclusivement du conservatisme conditionnel.

La littérature comptable recense quatre mesures de conservatisme conditionnel. L'Asymétrie Accruals Cash-Flows (AACF) de Ball & Shivakumar (2005) et le modèle de Basu (1997) sont des mesures globales du niveau de conservatisme alors que Callen, et al., (2010) et Khan & Watts (2009) proposent des mesures du conservatisme propres à chaque entreprise. La mesure de Callen, et al., (2010) étant compliquée à mettre en place, celle de Khan & Watts (2009) paraît alors plus appropriée. Néanmoins, ces auteurs ont mesuré le conservatisme à partir des facteurs déterminants le conservatisme conditionnel aux États-Unis. Ces derniers diffèrent d'un pays à un autre en fonction du contexte juridique et institutionnel. La mesure générale AACF est très peu utilisée et fait l'objet des mêmes critiques que le modèle de Basu (1997). Ainsi, ce dernier, est le modèle de référence pour mesurer le degré de conservatisme conditionnel<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> En dépit des critiques sévères dont a fait l'objet le modèle de Basu (1997) et malgré les nombreuses mesures qui se sont suivies (le ratio Market-to-Book, le taux d'accumulation des accruals, les Réserves cachées), il reste le modèle le plus recommandé et le plus utilisé par les chercheurs (Zhe Wang, 2009 ; p.40).

Basu (1997) étant le premier à mesurer le conservatisme à travers une approche résultat comptable/rendement boursier. Appelé le modèle de différentiel dans la rapidité de publication dans les résultats des mauvaises et des bonnes nouvelles, les rendements boursiers sont utilisés comme mesure des nouvelles. Bien que non fondé, ce choix a été repris par la majorité des études postérieures à Basu (1997). Les rendements positifs et négatifs représentent respectivement les bonnes et les mauvaises nouvelles et le différentiel de réponse du résultat aux mauvaises nouvelles par rapport aux bonnes nouvelles est l'indicateur du conservatisme conditionnel (le coefficient de Basu). Nombreux sont les auteurs qui approuvent cette mesure (Pope & Walker, 1999; Ball, et al., 2000,2008; Givoly & Hayn, 2000; Sivakumar & Waymire, 2003; Beekes, et al., 2004; Krishnan, 2005; Pae, et al., 2005; Bushman & Piotroski, 2006; Lobo & Zhou, 2006; Ahmed & Duellman, 2007; Roychowdhury & Watts, 2007; Beatty, et al., 2008; LaFond & Roychowdhury, 2008; LaFond & Watts, 2008; Zhang, 2008 ; Hsu, et al., 2012). Néanmoins, Dietrich, et al., 2007 et Patatoukas & Thomas (2011) stipulent que le coefficient de Basu peut être positif même en l'absence de conservatisme conditionnel. En outre, Beatty (2007) indique que le rendement boursier n'est pas un proxy adapté des nouvelles quant il y a une sous-évaluation des titres. Givoly, et al., (2007) suggèrent que le coefficient de Basu est sensible à des facteurs tels que le regroupement des nouvelles, la nature des événements économiques et les politiques d'information des entreprises.

Rares sont les études qui se sont intéressées à l'examen du conservatisme conditionnel dans le contexte français (Giner & Rees, 2001 et Ding & Stolowy, 2006). D'où l'intérêt de cette étude dont la problématique la problématique s'articule comme suit : Les entreprises françaises sont-elles conservatrices dans leurs pratiques comptables ? Ce conservatisme, s'il existe, a-t-il diminué après l'adoption des normes IFRS ? Dépend-t-il du marché de cotation, de la taille et du secteur d'activité de l'entreprise ?

Ce travail de recherche s'articule autour de quatre sections. Dans la première, une revue de la littérature et les hypothèses de recherche seront présentées. La section deux annoncera la méthodologie adoptée. La section trois sera consacrée à la présentation de l'échantillon. La dernière section tracera les résultats empiriques.

### **1. Revue de la littérature et hypothèses de recherche**

Partant d'un échantillon de 43 321 observations années-firmes pour une période de 28 ans (de 1963 à 1990), Basu (1997) conclue à l'existence de conservatisme conditionnel dans le contexte américain. Givoly & Hayn (2000), en utilisant quatre mesures de conservatisme,

corroborent ce constat et aboutissent à des résultats consistants avec l'augmentation du degré du conservatisme aux Etats-Unis pendant les deux dernières décennies. Pope & Walker (1999) mènent une étude comparative du degré de conservatisme entre les États-Unis (US) et le Royaume-Uni (UK). Les résultats indiquent que le régime comptable britannique n'était conservateur que dans la reconnaissance des mauvaises nouvelles alors qu'aux États-Unis les GAAP sont conservateurs aussi bien dans la reconnaissance des mauvaises nouvelles que de bonnes. A partir d'une étude comparative portant sur sept pays, Ball, et al., (2000) concluent que les pays de droit commun sont plus conservateurs que les pays de droit civil. Une étude menée par Giner & Rees (2001), portant sur un échantillon de firmes françaises, allemandes et britanniques pour la période (1990-1998), ont confirmé l'existence de conservatisme dans ces trois pays dont le degré est identique malgré leurs adoptions de modèles comptables différents. Ce résultat corrobore celui de Ball, et al., (2000) pour la période 1991-1995. En outre, les résultats de l'étude de Huijgen & Lubberink (2003) appliquée au contexte néerlandais, pour la période 1993-2000, montrent que le bénéfice publié par les firmes à cotation simultanée sur le marché national et américain est plus conservateur que le bénéfice reporté par les firmes cotées seulement aux Pays-Bas. En effet, l'exposition au risque de litige sur le marché américain est plus prononcée que sur le marché néerlandais. En fin, une étude de Ding & Stolowy (2006), portant sur les années 90 et appliquée au contexte français, montre que les entreprises françaises pratiquent le conservatisme conditionnel. D'où la formulation de l'hypothèse suivante :

**H1** : Les entreprises françaises pratiqueraient le conservatisme conditionnel.

Au cours de la dernière décennie, l'adoption des normes IFRS (International Financial Reporting Standards) a constitué l'un des plus importants changements dans la normalisation comptable contemporaine (Boukich & Hassine, 2018). En 2002, l'Union européenne a décidé de rendre obligatoire, via le règlement CE 1606/2002, l'application des normes internationales d'information financière (IFRS) pour les comptes consolidés des sociétés cotées à compter du 1er janvier 2005. Il s'agit d'une transition d'une comptabilité de créanciers vers une comptabilité d'actionnaires. Cette nouvelle tendance de l'information financière se traduit par la consécration du principe de la juste valeur. Ce dernier suppose qu'aussi bien les pertes que les profits latents sont comptabilisés et il autorise une réévaluation des actifs ayant fait l'objet de dépréciation (Magnan, 2009). Selon Vanel (2008), le conservatisme comptable caractérisant le référentiel européen et qui stipule que seules les pertes latentes sont constatées dans les états financiers, se voit déclassé suite à l'adoption des normes IFRS. En effet,

plusieurs études ont confirmé que le niveau du conservatisme comptable a diminué à la suite de l'adoption de ces normes. En effet, les travaux de Balti (2013) et Jilani & Mrad (2012) ont montré que le passage aux IFRS en 2005 a réduit le conservatisme des entreprises françaises. Piot, et al., (2011), en utilisant une base de données de plus de 5000 adhérents IFRS, audités par des Big 4, de 22 pays de l'Union Européen et observée de 2001 à 2008, constatent un déclin du conservatisme conditionnel. Analogiquement, André, et al., (2015) mènent une étude comparative de 16 pays européens, pour la période allant de 2010 à 2014 et ils concluent à une baisse globale du niveau du conservatisme conditionnel après l'adoption des normes IFRS. Cette baisse est moins prononcée dans les pays où la qualité de l'audit est élevée. En outre, les entreprises jordaniennes qui présentent leurs états financiers selon les normes IFRS sont de plus en plus conservatrices particulièrement celles qui font apparaître des immobilisations incorporelles dans leurs bilans (Arabiat & Khamees, 2016). Des exceptions sont, toutefois, constatées. Kaytmaz, et al., (2010) ont illustré une augmentation du niveau du conservatisme en Turquie alors qu'au Japon aucune différence n'est observée entre les entreprises adoptant les normes IFRS de celles recourant aux GAAP japonais (Kikuta, et al., 2018). D'où la deuxième hypothèse peut être formulée ainsi :

**H2 :** L'adoption obligatoire par les firmes françaises des normes IFRS conduirait à une baisse du niveau du conservatisme conditionnel.

Ball & Shivakumar (2005) et Givoly, et al., (2010) respectivement dans le contexte britannique et américains ont montré que les firmes non cotées affichent un niveau plus faible de conservatisme comparativement aux firmes cotées, et ce, malgré qu'elles soient soumises aux mêmes règles comptables. Ce constat s'explique par des exigences strictes du marché quant aux principales propriétés que devrait revêtir l'information financière publiée par les firmes cotées. Il semble donc que l'exigence de publication d'information financière qui soit transparente est un facteur déterminant du conservatisme. Outre cela l'organisation de l'Euronext Paris en trois marchés (Eurolist, Alternext et le marché libre) présentant de nettes disparités dans les exigences de transparence financière, permet de penser que le degré de conservatisme diffère entre les trois marchés de l'Euronext Paris. D'où la troisième hypothèse :

**H3 :** Il existerait une relation entre la pratique du conservatisme conditionnel par les entreprises françaises et le degré d'engagements en matière de transparence financière exigé par le marché de cotation.

La théorie positive de comptabilité, à travers l'hypothèse des coûts politiques (hypothèse de la taille), préconise une relation positive entre la taille de l'entreprise et la pratique du conservatisme conditionnel. Watts & Zimmerman (1986, p.235) stipulent : "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". 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 voire contraire aux prédictions. Ainsi, dans le contexte américain (Ryan & Zarowin, 2003 ; LaFond & Watts, 2008; Khan & Watts, 2009), le contexte français (Ding & Stolowy, 2006), le contexte européen (Brouwer, 2009) et le contexte koweïtien (Hamdan, 2011a), les résultats montrent que les grandes firmes sont moins conservatrices que les petites. Paradoxalement et respectivement dans les contextes, jordanien (Hamdan, 2011b, 2012), Bahreïn (Hamdan, 2011c) et français (Balti, 2013), le conservatisme est plus prononcé dans les grandes entreprises par comparaison aux petites entreprises. Au vue de cette revue de la littérature, l'hypothèse suivante est postulée :

**H4 :** Il existerait une relation entre le niveau du conservatisme conditionnel et la taille des entreprises françaises.

Rares sont les études qui se sont intéressés au secteur d'activité de la firme comme facteur déterminant leurs pratiques comptables conservatrices. Ainsi, Hamdan (2012) et Yaseen (2008) ont montré que les banques sont conservatrices dans leurs pratiques comptables alors qu'Al-Sahli (2009) refuse de généraliser ce résultat au contexte saoudien. Appliqué au contexte du Bahreïn et en élargissant le champ d'investigation à d'autres secteurs d'activité, Hamdan (2011c) démontre que les entreprises industrielles et les entreprises de services sont plus conservatrices que les banques. En outre, le peu d'études examinant le différentiel de degré de conservatisme des entreprises à haute technologie de celles de basses technologique fournissent des résultats contradictoires<sup>2</sup>. Ainsi, Kwon, et al., (2006) et Chandra (2011) concluent au conservatisme des entreprises à haute technologie alors que Khalifa, et al., (2014) le réfutent. Face à cette pénurie de revue de littérature relative à la relation entre le secteur d'activité et le conservatisme comptable, l'hypothèse ci-après est postulée :

---

<sup>2</sup> Les investissements en R&D sont considérés par rapport aux autres investissements immatériels, comme une forme importante d'investissement dans la technologie. Des décisions comptables conservatrices peuvent être à l'origine de la capitalisation ou non des dépenses de la R&D. En effet, le Financial Accounting Standards Board (FASB) a adopté en octobre 1974 avec le SFAS n° 2 (FASB 1974, paragraphe 12) une approche qui exige que toutes les dépenses de R&D soient passées en charges au cours de la période de leurs engagements. La seule exception a été prévue par le SFAS n°86, et concerne les logiciels.

**H5** : Il existerait une relation entre la pratique du conservatisme conditionnel par les entreprises françaises et leurs appartenances sectorielles.

## 2. Méthodologie de recherche

Zhe Wang (2009) conclue que le modèle de Basu (1997) est la mesure du conservatisme la plus utilisée. Ryan (2006) corrobore ce constat et qualifie ce modèle de mesure populaire du conservatisme. De ce fait et par souci de comparabilité des résultats à ceux des travaux de référence, le modèle de Basu (1997) est retenu pour mesurer le conservatisme conditionnel. Basu (1997) adopte une approche (résultat comptable/rendement boursier). Il spécifie la régression annuelle inverse suivante :

$$EBEI_{it}/CB_{it-1} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \beta_0 R_{it} + \beta_1 R_{it} \times DR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$EBEI_{it}$ : Le résultat avant éléments extraordinaires de la firme  $i$  pendant l'exercice  $t$  ;

$CB_{it-1}$  : La capitalisation boursière de début d'année de la firme  $i$  pendant l'année  $t$  ;

$DR_{it}$  : une variable muette ;  $DR_{it} = 1$  si  $R_{it} < 0$  et  $DR_{it} = 0$  sinon ;

$R_{it} = (P_{it} - P_{it-1})/P_{it-1}$  : Le rendement de la firme  $i$  sur la période 9 mois avant la fin de l'exercice et 3 mois après sa fin.

Selon Basu (1997, p.11), l'utilisation de la régression inverse est avantageuse car la méthode des moindres carrés ordinaire (MCO) et les tests statistiques sont bien spécifiés lorsque la variable expliquée est utilisée comme variable indépendante et la variable explicative comme variables dépendantes. En outre, la régression inverse permet d'éviter l'effet de la microstructure, la liquidité et les problèmes de cotations des rendements lorsqu'ils sont utilisés comme variables explicatives (Ball, et al., 2000). Basu (1997) utilise le rendement annuel mesuré 9 mois avant et 3 mois après la clôture de l'année fiscale afin d'accorder au marché le temps d'incorporer les informations relatives au résultat et de dissiper les effets annonces du résultat (post-earnings-announcements).

Certains auteurs recommandent l'ajustement des rendements par les dividendes versés. Cependant, d'autres comme Easton, et al., (1992) et Dumontier & Labelle (1998) ont prouvé que l'utilisation des dividendes pour l'ajustement des rendements n'affecte pas le résultat. De ce fait, les dividendes ne sont pas inclus dans le calcul des rendements boursiers. Les rendements  $R_{it}$  sont utilisés comme mesure des nouvelles. Ainsi, les rendements positifs et négatifs représentent respectivement les bonnes et les mauvaises nouvelles.  $\beta_0$  reflète la réponse du résultat aux bonnes nouvelles.  $\beta_1$  mesure le différentiel de réponse du résultat aux mauvaises nouvelles par rapport aux bonnes nouvelles : c'est le coefficient de Basu. Le conservatisme conditionnel implique un  $\beta_1 > 0$ .  $(\beta_0 + \beta_1)$  saisit la réponse du résultat aux

mauvaises nouvelles. Notons que, sur une seule période, le coefficient  $\beta_1$  estimé indique l'existence ou non de conservatisme. Il ne constitue en aucun cas une mesure du niveau global du conservatisme conditionnel (Li, 2015). Étant donné que l'objectif est de détecter le conservatisme conditionnel et non de le mesurer, un coefficient  $\beta_1$  positif et significatif indique une reconnaissance asymétrique des nouvelles soit l'existence de conservatisme conditionnel.

### 3. Présentation de l'échantillon

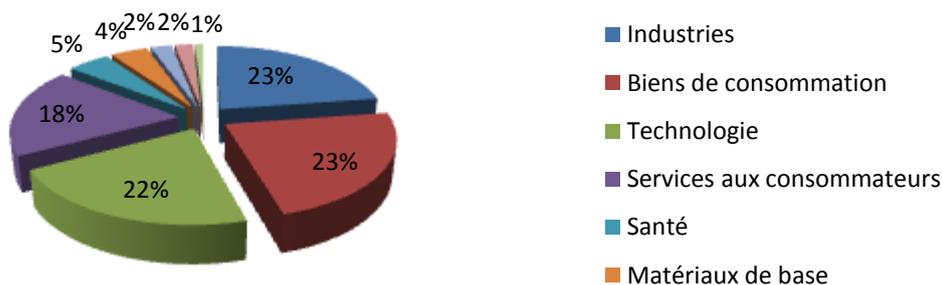
Les cours boursiers ont été collectés directement à partir de la base de données Datastream. Pour la variable comptable, le résultat avant éléments extraordinaires, la collecte s'est faite à partir de la base de données Thomson Worldscope. Les données manquantes ont été calculées directement à partir des rapports annuels des entreprises.

L'étude porte sur le contexte français. Initialement, toutes les entreprises françaises, dont les données boursières et financières sont recensées par la base de données Datastream, ont été retenues (511 firmes). Les institutions financières (les banques, les assurances, les sociétés de placement,...) ont été éliminées ; de part la spécificité de leur réglementation.

Initialement une période d'étude de 20 ans, de 1996 à 2015, a été retenue. L'année 2005 date de l'adoption des normes IFRS divise la période en deux ce qui permet d'examiner l'impact de cette adoption sur la pratique du conservatisme conditionnel. Néanmoins, en réduisant la période à 16 ans, soit de 2000 à 2015, la taille de l'échantillon est maximisée tout en gardant une période antérieure à 2005 de cinq ans. Pour la période allant de 2000 à 2015, ne sont retenues que les entreprises dont les données sont complètes. Dans un souci de maximisation de la taille de l'échantillon, les entreprises ayant au maximum deux années d'observations manquantes sont réintégrées. D'où un total de 331 entreprises, 5245 observations (firme – année), soit un panel non cylindré.

Les firmes constituant l'échantillon sont réparties selon le système de classification Industry Classification Benchmark (ICB) de l'Euronext comme le montre la figure 1.

**Figure 1 : Répartition de l'échantillon par secteur d'activité**



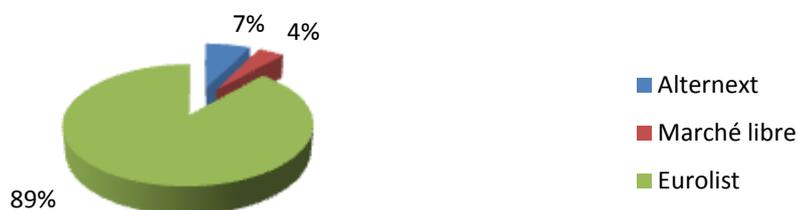
**Source : Auteur**

L'échantillon se caractérise par la prédominance, relativement égale, de quatre secteurs d'activité qui sont : l'industrie, les biens de consommations, la technologie et les services aux consommateurs. Les cinq autres secteurs (Santé, Matériaux de bases, Pétrole et gaz, Services aux collectivités et Télécommunication) ne regroupent que 14% des entreprises de l'échantillon.

Les 331 entreprises de l'échantillon sont cotées ou ont été cotées sur l'Euronext Paris ; lequel est constitué de trois marchés l'Eurolist, l'Alternext et le marché libre. Depuis février 2005, tous les marchés français réglementés ont été fusionnés en un seul marché l'Eurolist lequel est réparti en trois compartiments (A, B et C) identifiables grâce à leurs capitalisations boursières : supérieure à 1 milliard d'euros pour l'Eurolist A, entre 1 milliard et 150 millions d'euros pour l'Eurolist B et inférieure à 150 millions d'euros quant à l'Eurolist C.

Le graphique ci-après montre la répartition des entreprises de l'échantillon selon leurs marchés de cotation sur l'Euronext Paris. Il traduit une dominance des entreprises cotées sur le marché Eurolist (89%) contre 7% sur le marché Alternext et 4% sur le marché libre.

**Figure 2 : Répartition de l'échantillon Euronext par marchés**

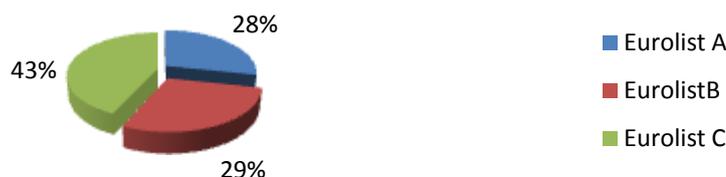


**Source : Auteur**

Une répartition selon le marché de cotation est pertinente de part les différences considérables dans les exigences en terme de transparence financière entre les trois marchés ; ce qui peut affecter le degré de conservatisme. A titre d'exemple, les entreprises du marché libre ne sont pas obligées de publier des comptes trimestriels ou semestriels, seule une publication annuelle

est exigée et les firmes d'Alternext sont soumises à un minimum d'engagements en matière de transparence financière entre autre les normes IFRS ne sont pas obligatoires. Outre cela, une répartition des entreprises Euronext par compartiment A, B et C est justifiée. En effet selon des études antérieures, le degré de conservatisme varie en fonction de la taille de l'entreprise mesurée par la capitalisation boursière.

**Figure 3 : Répartition de l'échantillon Eurolist par compartiments**



**Source : Auteur**

43% des entreprises ont une capitalisation boursière inférieure à 150 millions d'euros (compartiment C). Le reste des firmes est réparti à part égal entre les deux Eurolist A et B.

#### 4. Présentation et interprétation des résultats

Les statistiques descriptives des variables du modèle de Basu (1997) relatives à l'échantillon global et les deux sous échantillon Pré-IFRS et Post-IFRS sont présentées dans le tableau 1. L'analyse descriptive de l'évolution des variables dans le temps est pertinente puisqu'elle permet d'avoir une idée sur l'existence et l'évolution du conservatisme conditionnel.

**Tableau 1 : Statistiques descriptives des variables du modèle de Basu (1997)**

	Variable	Médiane	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
<b>Période 2000-2015</b> (N=5245)	<b>EBEI/CB</b>	0,056	0,026	0,185	-0,914	0,526
	<b>R</b>	0,021	0,092	0,510	-0,805	2,144
	<b>DR</b>	-	0,47	-	-	-
<b>Période Pré-IFRS 2000-2004</b> (N=1641)	<b>EBEI/CB</b>	0,046	0,018	0,199	-0,938	0,646
	<b>R</b>	0,024	0,108	0,621	-0,881	2,830
	<b>DR</b>	-	0,47	-	-	-
<b>Période Post-IFRS 2005-2015</b> (N=3604)	<b>EBEI/CB</b>	0,060	0,030	0,180	-0,904	0,488
	<b>R</b>	0,020	0,086	0,462	-0,736	1,901
	<b>DR</b>	-	0,47	-	-	-

---

Les variables sont définies comme suit :

N : Le nombre d'observations firme-année.

$EBEI_{it}/CB_{it-1}$  : Le rapport résultat avant éléments extraordinaires standardisé par la capitalisation boursière de début d'année fiscale t.

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

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

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

$$\frac{EBEI_{it}}{CB_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \beta_0 R_{it} + \beta_1 DR_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it}$$

Les données, extraites de *Worldscope*, couvrent la période 2000-2015

---

**Source : Auteur**

La lecture du tableau 1 montre que durant la période 2000-2015 et les périodes Pré-IFRS et Post-IFRS, les médianes de la variable  $EBEI/CB$  sont supérieures aux moyennes ce qui signifie que la distribution des résultats est négativement désaxée (vers la gauche). Ce constat indique que les entreprises françaises pratiquent le conservatisme conditionnel. En outre, les écarts-types des rendements boursiers sont supérieurs aux écarts-types des résultats : c'est une caractéristique intrinsèque des chiffres comptables qui sous-estiment la valeur de l'entreprise. Ce constat indique aussi la présence de pratique de conservatisme conditionnel.

Les résultats des estimations du modèle de Basu (1997) à partir de trois échantillons : Période (2000-2015), Pré-IFRS (2000-2004) et Post-IFRS (2005-2015) sont donnés par le tableau 2 :

**Tableau 2: Résultats des estimations du modèle de Basu (1997) : Hypothèse H1 et H2**

Variables indépendantes	Signe prévu	Période 2000-2015	Période Pré-IFRS 2000-2004	Période Post-IFRS 2005-2015
DR	?	0,001 (0,401)	-0,0003 (0,924)	0,002 (0,308)
R	-	<b>0,019***</b> (0,000)	<b>0,010**</b> (0,016)	<b>0,021***</b> (0,000)
DR × R	+	<b>0,027***</b> (0,000)	<b>0,098***</b> (0,000)	<b>0,023***</b> (0,006)
Constante	?	0,054*** (0,000)	0,054*** (0,000)	0,054*** (0,000)
Nbr. d'observation		5245	1641	3604
Test de Wald modifié Chi2 (331)		3,4e+06*** (0,000)	1,7e+08*** (0,000)	6,7e+06*** (0,000)
Test de Wooldridge		35,736*** (0,000)	2,645 (0,104)	18,842*** (0,000)
Test de Wald Chi2 (3)		203,03*** (0,000)	228,16*** (0,000)	162,29*** (0,000)

Les valeurs entre parenthèses indiquent les p-values : \*\*\* et \*\* significativité respectivement à 1% et 5%.

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

$$\frac{EBEI_{it}}{CB_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \beta_0 R_{it} + \beta_1 DR_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it}$$

$EBEI_{it}/CB_{it-1}$  représente le rapport résultat avant éléments extraordinaires standardisé par la capitalisation boursière de début d'année fiscale  $t$ ,  $R_{it}$  est le rendement non prévisionnel par action de la firme  $i$  durant douze mois commençant neuf mois avant la fin de l'année fiscale  $t$  et  $DR_{it}$  correspond à une variable dichotomique qui égale à 1 si  $R_{it} < 0$  et à 0 sinon.

Les données, extraites de Worldscope, couvrent la période 2000-2015

#### Source : Auteur

Toutes les régressions estimées présentent une constante significativement positive (1%) ; ce qui est un indicateur de conservatisme ex-ante (Giner & Rees, 2001). Ce type de conservatisme est indépendant des nouvelles. Il est lié aux états financiers. En outre, un signe positif et significatif de la constante indique la reconnaissance graduelle des bonnes nouvelles des périodes antérieures. Pour les trois échantillons, la statistique du test de Wald Chi2 est significative (1%) ; ce qui indique que le modèle est globalement significatif.

Les coefficients  $\beta_0$  et  $\beta_1$  sont significativement positifs (1% et 5%) pour les trois régressions. Aussi bien les bonnes que les mauvaises nouvelles sont constatées immédiatement. En effet, le coefficient d'interaction  $\beta_1$ , qui mesure le différentiel de réponse du résultat aux mauvaises nouvelles par rapport aux bonnes nouvelles, est significativement positif (1%), et ce aussi bien pour l'échantillon global que pour les deux sous-échantillons. Cela signifie que les entreprises françaises cotées pratiquent le conservatisme conditionnel aussi bien lorsqu'elles

appliquaient les normes françaises que lorsqu'elles adoptent les normes IFRS. Ce constat est conforme aux résultats de Ding & Stolowy (2006).

De part l'importance que revêt la validation de l'hypothèse de l'existence de conservatisme conditionnel dans le contexte français pour le test des hypothèses suivantes, une deuxième mesure du conservatisme est utilisée : le C-Score inspiré du modèle de Watts & Khan (2009). L'intérêt de cette seconde mesure est double. D'abord confirmer les conclusions du modèle de Basu (1997) quant à l'existence du conservatisme conditionnel par le recours à une mesure plus élaborée et moins critiquée que la première. Ensuite, donner un fondement empirique robuste aux autres hypothèses testées. Les résultats des estimations du modèle de Watts & Khan (2009) sont donnés en Annexe. Ils corroborent les conclusions issues du modèle de Basu (1997) : Les firmes françaises cotées pratiquent le conservatisme conditionnel. Ainsi, la première hypothèse est vérifiée.

L'examen de la variation du coefficient  $\beta_1$  montre qu'en passant de la période Pré-IFRS (2000-2004) à la période Post-IFRS (2005-2015), le conservatisme conditionnel a sensiblement baissé. En effet, la valeur du coefficient  $\beta_1$  est passée de 0,098 à 0,023 (les deux significatifs à 1%) ; soit une baisse de l'ordre de 76%. Jilani & Mrad (2012) et Balti (2013) enregistrent respectivement une diminution de 50% et 31%. En se basant sur la variation de la valeur du test Wald  $\chi^2$ , qui renseigne quant à la signification globale du modèle, le conservatisme conditionnel des entreprises françaises a baissé après l'adoption de l'IFRS ( $\chi^2(3)_{\text{Pré-IFRS}} > \chi^2(3)_{\text{Post-IFRS}}$  ; significatif à 1%). Les résultats vont dans le sens de Piot et al. (2010), André & Filip (2012), Jilani & Mrad (2012) et Balti (2013). La seconde hypothèse est, alors, validée.

La troisième hypothèse stipule qu'il existe une relation entre la pratique du conservatisme conditionnel par les entreprises françaises et le degré d'engagements en matière de transparence financière exigé par le marché où elles sont cotées. Le test de cette hypothèse nécessite la décomposition de l'échantillon global en trois sous échantillons : Alternext, Eurolist (Compartiment A, B et C) et le marché Libre. Les statistiques descriptives, des variables du modèle de Basu (1997), relatives à ces sous échantillons, sont présentées dans le tableau 3.

Les médianes de la variable EBEI/CB sont supérieures aux moyennes pour les échantillons issus du marché Eurolist, ses trois compartiments A, B et C et le marché Alternext. La distribution des résultats est désaxée vers la gauche indiquant, ainsi, que les entreprises appartenant à ces marchés pratiquent le conservatisme conditionnel. A l'inverse, la moyenne

de la variable EBEI/CB, issue de l'échantillon Marché Libre, est supérieure à la médiane ; ce qui semble indiquer l'absence de conservatisme conditionnel sur ce marché. L'irrégularité à gauche de la distribution des résultats est plus affirmée pour l'Eurolist C et l'Alternext (Moyenne négative et Médiane positive). La pratique du conservatisme conditionnel semble plus prononcée chez les firmes appartenant à ces deux marchés. En outre, pour tous les marchés, les écarts-types des rendements boursiers sont supérieurs aux écarts-types des résultats. Cette caractéristique intrinsèque des chiffres comptables, sous évaluation de la valeur de la firme, indique une éventuelle présence de conservatisme conditionnel.

**Tableau 3 : Statistiques descriptives des variables du modèle de Basu (1997) par sous échantillons (Eurolist, Alternext et Marché libre)**

	Marché	Variable	Médiane	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Compartiments	<b>Marché</b>	<b>EBEI/CB</b>	0,057	0,026	0,179	-0,878	0,488
	<b>Euronext</b> (N=4650)	<b>R</b>	0,031	0,095	0,507	-0,804	2,096
		<b>DR</b>	-	0,46	-	-	-
		<b>A</b>	<b>EBEI/CB</b>	0,059	0,047	0,107	-0,573
	(N=1324)	<b>R</b>	0,091	0,110	0,415	-0,733	1,432
		<b>DR</b>	-	0,40	-	-	-
		<b>B</b>	<b>EBEI/CB</b>	0,068	0,046	0,131	-0,647
	(N=1338)	<b>R</b>	0,045	0,122	0,508	-0,780	2,059
		<b>DR</b>	-	0,44	-	-	-
		<b>C</b>	<b>EBEI/CB</b>	0,044	-0,001	0,248	-1,276
	(N=1988)	<b>R</b>	-0,023	0,076	0,594	-0,829	2,918
		<b>DR</b>	-	0,52	-	-	-
		<b>Marché</b>	<b>EBEI/CB</b>	0,035	-0,003	0,318	-1,902
	<b>Alternext</b> (N= 382)	<b>R</b>	-0,011	0,081	0,640	-0,874	3,500
		<b>DR</b>	-	0,52	-	-	-
		<b>Marché Libre</b>	<b>EBEI/CB</b>	0,061	0,073	0,138	-0,517
	(N=213)	<b>R</b>	-0,024	0,053	0,480	-0,709	2,3
		<b>DR</b>	-	0,57	-	-	-

Les variables sont définies comme suit :

N : Le nombre d'observations firme-année.

$EBEI_{it}/CB_{it-1}$  : Le rapport résultat avant éléments extraordinaires standardisé par la capitalisation boursière de début d'année fiscale t.

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

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

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

$$\frac{EBEI_{it}}{CB_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \beta_0 R_{it} + \beta_1 DR_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it}$$

Les données, extraites de *Worldscope*, couvrent la période 2000-2015

Source : Auteur

A fin de tester la troisième l'hypothèse, le modèle de Basu (1997) a été estimé à partir de trois sous échantillons : Alternext, Marché Libre et Eurolist. Les résultats sont donnés par le tableau 4.

**Tableau 4 : Résultats des estimations du modèle de Basu (1997) : Hypothèse H3 et H4**

Variables indépendantes	Signe prévu	Marché Eurolist					
		Marché Eurolist	Marché Alternext	Marché Libre	Compartment A	Compartment B	Compartment C
DR	?	0,002 (0,353)	0,0018 (0,907)	0,001 (0,918)	-0,004 (0,126)	-0,002 (0,514)	0,004 (0,443)
<b>R</b>	-	<b>0,017***</b> (0,000)	<b>0,067***</b> (0,002)	<b>0,106***</b> (0,000)	-0,001 (0,769)	<b>0,015***</b> (0,001)	<b>0,029***</b> (0,000)
<b>DR × R</b>	+	<b>0,026***</b> (0,000)	0,044 (0,344)	-0,066 (0,18)	<b>0,030***</b> (0,000)	<b>0,025**</b> (0,030)	<b>0,061***</b> (0,001)
Constante	?	0,055*** (0,000)	0,035*** (0,000)	0,063*** (0,000)	0,060*** (0,000)	0,068*** (0,000)	0,052*** (0,000)
Nbr. d'observation		4650	382	213	1324	1338	1988
Test de Wald modifié		3,0e+06*** (0,000)	1,0e+05*** (0,000)	2151,42*** (0,000)	2,9e+05*** (0,000)	2,2e+05*** (0,000)	4,0e+05*** (0,000)
Test de Wooldridge		40,016*** (0,000)	0,250 (0,621)	0,115 (0,739)	30,041*** (0,000)	13,525*** (0,000)	15,393*** (0,000)
Test de Wald Chi2 (3)		166,53*** (0,000)	35,18*** (0,000)	26,06*** (0,000)	45,89*** (0,000)	75,66*** (0,000)	105,26*** (0,000)

Les valeurs entre parenthèses indiquent les p-values : \*\*\* et \*\* significativité respectivement à 1% et 5%.

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

$$\frac{EBEI_{it}}{CB_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \beta_0 R_{it} + \beta_1 DR_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it}$$

$EBEI_{it}/CB_{it-1}$  représente le rapport résultat avant éléments extraordinaires standardisé par la capitalisation boursière de début d'année fiscale t.,  $R_{it}$  est le rendement non prévisionnel par action de la firme i durant douze mois commençant neuf mois avant la fin de l'année fiscale t et  $DR_{it}$  correspond à une variable dichotomique qui égale à 1 si  $R_{it} < 0$  et à 0 sinon.

Les données, extraites de Worldscope, couvrent la période 2000-2015

**Source : Auteur**

Analogiquement aux résultats des deux premières hypothèses, toutes les régressions estimées présentent une constante significativement positive (1%). Ce constat traduit la reconnaissance graduelle des bonnes nouvelles des périodes précédentes et l'existence de conservatisme indépendant des nouvelles (Giner & Rees, 2001). La statistique du test de Wald  $\chi^2$ , issue de toutes les régressions, est significative (1%) ; ce qui indique que le modèle de Basu (1997) est globalement significatif quelque soit l'échantillon.

Les Entreprises présentes sur les trois marchés de l'Euronext constatent immédiatement les bonnes nouvelles. En effet le coefficient  $\beta_0$  est significativement positif (1%). Cette reconnaissance est plus prononcée chez les entreprises de l'Alternext et du Marché Libre. Outre cela, Les entreprises présentes sur l'Eurolist semblent être conservatrices : le coefficient  $\beta_1$  est significativement positif (1%). Pour les entreprises issues de l'Alternext et du Marché Libre, le coefficient d'interaction  $\beta_1$ , qui mesure le différentiel de réponse du résultat aux mauvaises nouvelles par rapport aux bonnes nouvelles, n'est pas significatif alors que le coefficient de constations des bonnes nouvelles  $\beta_0$  est significativement positif (1%). Les entreprises présentes sur ces deux marchés semblent favoriser la reconnaissance des bonnes nouvelles au détriment des mauvaises nouvelles ; ce qui n'est pas conforme à la pratique du conservatisme conditionnel.

En partant du résultat fondamental de l'hypothèse précédente selon lequel le conservatisme a baissé suite à l'adoption obligatoire des normes IFRS, l'absence de conservatisme, constatée sur l'Alternext et le Marché Libre, peut être spécifique à la période Post-IFRS. Les sous-échantillons Alternext et Marché Libre ont été alors subdivisés en périodes Pré-IFRS et Post-IFRS. Les résultats obtenus sont résumés dans le tableau 5.

L'absence de conservatisme conditionnel observée initialement sur l'Alternext est à nuancer. En effet, avant l'adoption des normes IFRS les entreprises de l'Alternext avançaient la reconnaissance des mauvaises nouvelles ( $\beta_1$  significativement positif à 1%) mais pas les bonne nouvelles ( $\beta_0$  non significative). L'adoption obligatoire des IFRS a transformé les pratiques comptables de ces entreprises puisqu'elles ont favorisé la reconnaissance immédiate des bonnes nouvelles ( $\beta_0$  est significativement positif à 1%) au détriment des mauvaises nouvelles ( $\beta_1$  est positif et non significatif). Ce résultat est, toutefois, inattendu lorsqu'on sait que les firmes d'Alternext ne sont pas obligées de présenter leurs états financiers selon les normes IFRS. Aucun changement des pratiques comptables n'a été observé pour les firmes cotées sur le marché libre ; suite à l'adoption des normes IFRS. Elles constatent

immédiatement les bonnes nouvelles (à moindre degré après l'adoption des IFRS). Néanmoins, le retard de reconnaissance des mauvaises nouvelles, pratiqué avant l'IFRS ( $\beta_1$  est significativement négatif à 10%), a été aboli après l'IFRS ( $\beta_1$  négatif et non significatif).

**Tableau 5 : Résultats des estimations du modèle de Basu (1997) : Suite hypothèse H3**

Variables indépendantes	Signe prévu	Alternext		Marché Libre	
		<u>Période Pré-</u>	<u>Période Post-</u>	<u>Période Pré-</u>	<u>Période Post-</u>
		<u>IFRS</u>	<u>IFRS</u>	<u>IFRS</u>	<u>IFRS</u>
		<b>2000-2004</b>	<b>2005-2015</b>	<b>2000-2004</b>	<b>2005-2015</b>
DR	?	0,0008 (0,964)	0,014 (0,455)	-0,0052 (0,636)	0,0022 (0,874)
<b>R</b>	-	0,018 (0,313)	<b>0,096***</b> (0,003)	<b>0,133***</b> (0,000)	<b>0,065**</b> (0,041)
<b>DR × R</b>	+	<b>0,152***</b> (0,005)	0,032 (0,621)	<b>-0,074*</b> (0,069)	-0,027 (0,660)
Constante	?	0,061*** (0,000)	0,019 (0,120)	0,057*** (0,000)	0,069*** (0,000)
Nbr. d'obs.		118	264	67	146
Test de Breusch-Pagan		37,203*** (0,000)	-	-	310,406*** (0,000)
Test de Wald modifié		-	63427,10*** (0,000)	9768,92*** (0,000)	-
Test de Wooldridge		0,635 (0,433)	1,321 (0,262)	2,092 (0,171)	1,433*** (0,252)
Test de Wald Chi2 (3)		21,84*** (0,000)	22,50*** (0,000)	45,58*** (0,000)	7,24* (0,064)

Les valeurs entre parenthèses indiquent les p-values :

\*\*\*, \*\*et \* significativité respectivement à 1%, 5% et 10%.

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

$$\frac{EBEI_{it}}{CB_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \beta_0 R_{it} + \beta_1 DR_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it}$$

$EBEI_{it}/CB_{it-1}$  représente le rapport résultat avant éléments extraordinaires standardisé par la capitalisation boursière de début d'année fiscale  $t$ ,  $R_{it}$  est le rendement non prévisionnel par action de la firme  $i$  durant douze mois commençant neuf mois avant la fin de l'année fiscale  $t$  et  $DR_{it}$  correspond à une variable dichotomique qui égale à 1 si  $R_{it} < 0$  et à 0 sinon.

Les données, extraites de Worldscope, couvrent la période 2000-2015

**Source : Auteur**

Le marché Alternext et le Marché libre sont deux marchés non réglementés de l'Euronext Paris. Les exigences en termes d'informations et de transparence financière y sont faibles et souples. Cette différence fondamentale avec le marché réglementé Euronext peut être à l'origine de l'absence de conservatisme conditionnel sur ces deux marchés. Au vue de tous ces résultats, l'hypothèse quatre est validée.

Pour tester l'existence de relation entre le conservatisme conditionnel et la taille de l'entreprise, mesurée par la capitalisation boursière, le marché Eurolist a été subdivisé en trois sous échantillons : Compartiment A, Compartiment B et Compartiment C. Les résultats des

estimations du modèle de Basu (1997) issus de ces sous échantillons sont traduits par le tableau 4.

**Tableau 6 : Résultats de l'estimation du modèle de Basu (1997) : Suite hypothèse H4**

Variables indépendantes	Signe prévu	Compartiment A		Compartiment B		Compartiment C	
		<u>Période Pré-IFRS</u> 2000-2004	<u>Période Post-IFRS</u> 2005-2015	<u>Période Pré-IFRS</u> 2000-2004	<u>Période Post-IFRS</u> 2005-2015	<u>Période Pré-IFRS</u> 2000-2004	<u>Période Post-IFRS</u> 2005-2015
DR	?	- 0,013** (0,012)	- 0,005* (0,076)	- 0,005 (0,288)	- 0,0001 (0,957)	0,003 (0,648)	0,008 (0,225)
R	-	- 0,013 (0,127)	0,0001 (0,971)	- 0,009 (0,259)	<b>0,023***</b> (0,000)	<b>0,010*</b> (0,068)	<b>0,032***</b> (0,000)
DR × R	+	<b>0,051***</b> (0,001)	<b>0,030**</b> (0,017)	<b>0,122***</b> (0,000)	0,001 (0,869)	<b>0,083***</b> (0,000)	<b>0,067***</b> (0,002)
Constante	?	0,061*** (0,000)	0,063*** (0,000)	0,081*** (0,000)	0,066 (0,000)**	0,045*** (0,000)	0,052*** (0,000)
Nbr. d'observation		412	912	419	919	625	1363
Test de Wald modifié		2,9e+05** * (0,000)	5,6e+05** * (0,000)	2,1e+06** * (0,000)	2,9e+05 (0,000)**	1,2e+07** * (0,000)	6,4e+05** * (0,000)
Test de Wooldridge		0,987 (0,323)	23,634*** (0,000)	2,501 (0,117)	5,678 (0,019)**	3,292* (0,072)	7,514*** (0,007)
Test de Wald Chi2 (3)		50,31*** (0,000)	39,57*** (0,000)	59,00*** (0,000)	64,64 (0,000)**	64,47*** (0,000)	79,83*** (0,000)

Les valeurs entre parenthèses indiquent les p-values : \*\*\*, \*\* et \* significativité respectivement à 1%, 5% et 10%.

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

$$\frac{EBEI_{it}}{CB_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \beta_0 R_{it} + \beta_1 DR_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it}$$

$EBEI_{it}/CB_{it-1}$  représente le rapport résultat avant éléments extraordinaires standardisé par la capitalisation boursière de début d'année fiscale t.,  $R_{it}$  est le rendement non prévisionnel par action de la firme i durant douze mois commençant neuf mois avant la fin de l'année fiscale t et  $DR_{it}$  correspond à une variable dichotomique qui égale à 1 si  $R_{it} < 0$  et à 0 sinon.

Les données, extraites de Worldscope, couvrent la période 2000-2015

**Source : Auteur**

Les Entreprises présentes sur les compartiments B et C du marché Eurolist constatent immédiatement les bonnes nouvelles. En effet le coefficient  $\beta_0$  est significativement positif (1%). Cette reconnaissance est plus prononcée chez les entreprises du compartiment C que celles du compartiment B. Cependant malgré un signe négatif du coefficient  $\beta_0$ , conforme aux prédictions mais non significatif, les entreprises du compartiment A de l'Eurolist n'ont pas un

schéma prédéfini de reconnaissances des bonnes nouvelles (ni constatation immédiate ni retard de reconnaissance). Il existe une reconnaissance différentielle des mauvaises nouvelles par rapport aux bonnes nouvelles des entreprises appartenant aux trois compartiments ( $\beta_1$  significativement positif à 1% et 5%). Cette reconnaissance anticipée des mauvaises nouvelles est deux fois plus rapide chez les firmes du compartiment C par rapport à celles du compartiment A. Une reconnaissance différée des mauvaises nouvelles, relativement comparable, est observée chez les entreprises des compartiments A et B.

La subdivision des échantillons issus des trois compartiments A, B et C de l'Eurolist en sous échantillon Pré-IFRS et Post-IFRS a permis d'affiner les conclusions (cf. Tableau 6). Ainsi, l'adoption obligatoire des normes IFRS a réduit le conservatisme des entreprises appartenant au compartiment A. Leur indifférence quant à la reconnaissance des bonnes nouvelles est, toutefois, maintenue ( $\beta_0$  est non significatif). Le conservatisme apparent des firmes du compartiment B est réellement la traduction d'un changement radical des pratiques comptables des entreprises de ce compartiment. Ainsi, avant l'adoption de l'IFRS, ces entreprises pratiquaient intensément le conservatisme conditionnel ( $\beta_1 = 0,122$  significatif à 1%) alors qu'aucun intérêt n'est porté à la reconnaissance des bonnes nouvelles ( $\beta_0$  est non significatif). Une fois les normes IFRS adoptées, les entreprises du compartiment B ont banni le conservatisme mieux encore elles ont instauré une reconnaissance immédiate des bonnes nouvelles ( $\beta_0 = 0,023$  significatif à 1%). Enfin indépendamment de l'adoption des normes IFRS, les entreprises du compartiment C sont conservatrices. Néanmoins, la mise en œuvre des IFRS a entraîné une diminution de leur comportement conservateur et une constatation immédiate plus soutenue des bonnes nouvelles.

Conformément à Ryan & Zarowin, 2003 ; Ding & Stolowy, 2006 ; Brouwer, 2009 ; LaFond & Watts, 2008 ; Khan & Watts, 2009 et Hamdan, 2011a, les résultats attestent que les entreprises de petite taille sont plus conservatrices que les entreprises de grande taille. Néanmoins l'absence de conservatisme au sein des entreprises du compartiment B et sa pratique par les firmes du compartiment A (les entreprises de grandes tailles) ne permet pas de formuler un sens à la relation entre la taille de l'entreprise et la pratique du conservatisme conditionnel. Une première explication à ce résultat réside probablement dans le proxy utilisé pour mesurer la taille de l'entreprise : la capitalisation boursière. En effet, à nos jours aucun consensus n'est fait entre les chercheurs en comptabilité quant à une mesure adéquate de la taille de l'entreprise : Total actifs, Capitalisation boursière, Chiffre d'affaires, ... La deuxième explication est la classification intermédiaire des entreprises du compartiment B qui peuvent

être reclassées soit parmi les firmes de grandes ou de petites tailles. En effet, toutes les études antérieures ont regroupé les firmes en deux groupes : Firmes petite taille versus Firmes grande taille. Leurs résultats vont dans le sens de l'un ou l'autre de ces deux groupes.

Pour tester l'existence de relation entre la pratique du conservatisme conditionnel par les entreprises françaises et leurs appartenances sectorielles, l'échantillon global a été subdivisé en neuf sous échantillons (Classification ICB). Néanmoins, le secteur de télécommunication ne compte que trois entreprises. De ce fait, l'analyse est réduite à huit secteurs. Les statistiques descriptives appliquées à ces secteurs sont résumées dans le tableau 7.

**Tableau 7 : Statistiques descriptives des variables du modèle de Basu (1997) par secteur**

Secteur d'activité	Variable	Médiane	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
<b>Biens de consommation</b> (N=1205)	<b>EBEI/CB</b>	0,060	0,032	0,222	-1,238	0,618
	<b>R</b>	0,044	0,119	0,521	-0,800	2,682
	<b>DR</b>	-	0,44	-	-	-
<b>Industrie</b> (N=1208)	<b>EBEI/CB</b>	0,076	0,053	0,169	-0,833	0,525
	<b>R</b>	0,069	0,122	0,488	-0,777	2,023
	<b>DR</b>	-	0,42	-	-	-
<b>Pétrole et Gaz</b> (N=127)	<b>EBEI/CB</b>	0,075	0,063	0,171	-0,847	0,625
	<b>R</b>	0,004	0,101	0,533	-0,720	2,368
	<b>DR</b>	-	0,48	-	-	-
<b>Santé</b> (N=253)	<b>EBEI/CB</b>	0,042	0,006	0,114	-0,496	0,202
	<b>R</b>	0,075	0,112	0,444	-0,753	1,588
	<b>DR</b>	-	0,44	-	-	-
<b>Services aux collectivités</b> (N= 111)	<b>EBEI/CB</b>	0,068	0,056	0,114	-0,584	0,280
	<b>R</b>	0,022	0,075	0,365	-0,574	1,179
	<b>DR</b>	-	0,46	-	-	-
<b>Technologie</b> (N= 1123)	<b>EBEI/CB</b>	0,042	-0,004	0,200	-0,956	0,431
	<b>R</b>	-0,003	0,084	0,619	-0,869	2,584
	<b>DR</b>	-	0,50	-	-	-
<b>Services aux consommateurs</b> (N=949)	<b>EBEI/CB</b>	0,046	0,016	0,166	-0,881	0,399
	<b>R</b>	- 0,02	0,036	0,456	-0,777	2,057
	<b>DR</b>	-	0,53	-	-	-
<b>Matériaux de base</b> (N=222)	<b>EBEI/CB</b>	0,057	0,025	0,251	-0,956	0,888
	<b>R</b>	0,012	0,084	0,477	-0,795	2,031
	<b>DR</b>	-	0,47	-	-	-

Les variables sont définies comme suit :

N : Le nombre d'observations firme-année.

$EBEI_{it}/CB_{it-1}$  : Le rapport résultat avant éléments extraordinaires standardisé par la capitalisation boursière de début d'année fiscale t.

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

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

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

$$\frac{EBEI_{it}}{CB_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \beta_0 R_{it} + \beta_1 DR_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it}$$

Les données, extraites de Worldscope, couvrent la période 2000-2015

#### Source : Auteur

Les médianes de la variable EBEI/CB sont supérieures aux moyennes et les écarts-types des rendements boursiers sont supérieurs aux écarts-types des résultats. Une distribution des résultats ainsi désaxée à gauche et une sous évaluation de la valeur de la firme semblent indiquer une présence de conservatisme conditionnel pour tous les secteurs. L'estimation du modèle de Basu (1997), pour les huit secteurs d'activité, est illustrée par le tableau 8.

Les résultats montrent que, outre les secteurs Matériaux de base et Services aux consommateurs, les entreprises appartenant aux six autres secteurs constatent immédiatement les bonnes nouvelles ( $\beta_0$  significativement positif à des seuils de 1%, 5% et 10%). Cette reconnaissance est plus prononcée chez les entreprises du secteur Pétrole et gaz ( $\beta_0=0,049$  significatif au seuil de 5%) contre une faible constatation des bonnes nouvelles pour le secteur Technologie ( $\beta_0=0,018$  est significatif au seuil de 5%).

A l'exception des firmes des secteurs Industrie, Santé et Technologie, les firmes des autres secteurs d'activité semblent recourir à des pratiques comptables conservatrices : le coefficient  $\beta_1$  significativement positif à des seuils de 1%, 5% et 10%. Parmi les six secteurs identifiés comme pratiquant le conservatisme conditionnel, quatre d'entre eux sont jugés comme assez conservateurs : Pétrole et gaz, Matériaux de base, Services aux collectivités et Services aux consommateurs. En effet, le coefficient d'interaction  $\beta_1$ , qui mesure le différentiel de réponse du résultat aux mauvaises nouvelles par rapport aux bonnes nouvelles, est relativement élevé ; il varie de 0,107 à 0,147. Ce dernier résultat était anticipé car ces quatre secteurs sont relativement exposés à une forte visibilité politique. Ainsi, les secteurs Pétrole et gaz et le secteur Matériaux de base sont constituées de sociétés d'envergure internationale opérant dans des secteurs très convoités (Pétrole, Gaz, Chimie, Matières première,...). Les entreprises du secteur Services aux collectivités sont souvent des entreprises de services publiques (électricité, gaz, eau,...). Bien que privatisées, elles sont étroitement surveillées par les

pouvoirs publics. Enfin en France le secteur Services aux consommateurs<sup>3</sup> est étroitement contrôlé par : des organismes de protection des consommateurs (publics et privés), les presses de défenses des consommateurs et les comparateurs de prix. Tous ces organismes sont dotés d'un fort pouvoir de lobbying. Cette surveillance stricte, dont font l'objet ces quatre secteurs, les poussent à recourir à des pratiques comptables conservatrices afin de réduire la visibilité politique et par conséquent à réduire les coûts politiques (Watts & Zimmerman, 1986).

---

<sup>3</sup> Le secteur Biens de consommation est sujet aussi au contrôle des organismes de protection des consommateurs. Les entreprises de ce secteur pratiquent aussi le conservatisme conditionnel mais à moindre degré que celles du secteur Services aux consommateurs.

**Tableau 8 : Résultats des estimations du modèle de Basu (1997) par secteur d'activité : Hypothèse H5**

Variables indépendantes	Signe prévu	Secteur d'activité selon la classification ICB de l'Euronext							
		Biens de consom.	Industrie	Pétrole et Gaz	Matériaux de base	Santé	Services aux collectivités	Technologie	Services aux consom.
DR	?	0,003 (0,447)	- 0,005 (0,258)	0,001 (0,925)	0,027 (0,170)	- 0,0002 (0,971)	0,028** (0,026)	0,002 (0,702)	- 0,0003 (0,959)
<b>R</b>	<b>-</b>	<b>0,023***</b> (0,000)	<b>0,025***</b> (0,000)	<b>0,049**</b> (0,033)	0,039 (0,141)	<b>0,034***</b> (0,000)	<b>0,043*</b> (0,054)	<b>0,018**</b> (0,015)	- 0,012 (0,180)
<b>DR × R</b>	<b>+</b>	<b>0,041**</b> (0,013)	-0,0006 (0,967)	<b>0,108*</b> (0,101)	<b>0,147*</b> (0,060)	- 0,026 (0,305)	<b>0,146**</b> (0,022)	0,029 (0,118)	<b>0,107***</b> (0,000)
Constante	?	0,057*** (0,000)	0,078*** (0,000)	0,084*** (0,000)	0,055*** (0,000)	0,036*** (0,000)	0,069*** (0,000)	0,045*** (0,000)	0,056*** (0,000)
Nbr. d'obs.		1205	1208	127	222	253	111	1123	949
Test de Breusch-Pagan		-	-	301,183*** (0,000)	93,024*** (0,000)	-	-	-	-
Test de Wald modifié		6,3e+05*** (0,000)	3,6e+05*** (0,000)	-	-	23025,84*** (0,000)	10797,62*** (0,000)	1,9e+05*** (0,000)	1,4e+05*** (0,000)
Test de Wooldridge		12,262*** (0,000)	3,842* (0,053)	0,156 (0,704)	0,660 (0,431)	23,609*** (0,000)	1,548 (0,259)	19,297*** (0,000)	2,221 (0,141)
Test de Wald Chi2 (3)		60,82*** (0,000)	68,20*** (0,000)	21,43*** (0,000)	12,28*** (0,006)	20,51*** (0,000)	14,74*** (0,002)	31,71*** (0,000)	45,63*** (0,000)

Les valeurs entre parenthèses indiquent les p-values : \*\*\*, \*\* et \* significativité respectivement à 1%, 5% et 10%.

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

$$\frac{EBEI_{it}}{CB_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \beta_0 R_{it} + \beta_1 DR_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it}$$

$EBEI_{it}/CB_{it-1}$  représente le rapport résultat avant éléments extraordinaires standardisé par la capitalisation boursière de début d'année fiscal t.,  $R_{it}$  est le rendement non prévisionnel par action de la firme i durant douze mois commençant neuf mois avant la fin de l'année fiscale t et  $DR_{it}$  correspond à une variable dichotomique qui égale à 1 si  $R_{it} < 0$  et à 0 sinon.

Les données, extraites de Worldscope, couvrent la période 2000-2015

**Source : Auteur**

Notant que les secteurs de l'Industrie et de la Technologie ont une préférence pour la reconnaissance immédiate des bonnes nouvelles et sont indifférents quant au schéma de reconnaissance des mauvaises nouvelles ( $\beta_1$  non significatif).

L'hétérogénéité des entreprises constituant un même secteur d'activité peut nuancer les résultats. Le modèle de Basu (1997) a été estimé pour les sous secteurs analogiquement à la répartition ICB. Les résultats sont reproduits dans le tableau 9.

L'analyse du conservatisme conditionnel par sous secteur a permis d'affiner nos conclusions. En effet, le conservatisme conditionnel détecté dans le secteur de biens de consommation est dû exclusivement à une pratique excessive du conservatisme par les entreprises du secteur Automobiles et Equipements. Aucun comportement conservateur n'est observé auprès des deux autres sous-secteurs de l'Agro-alimentaires et des produits ménagers ( $\beta_1$  est non significatif). Ils présentent, toutefois, une reconnaissance immédiate significative des bonnes nouvelles. Le secteur automobile est en crise depuis 2008 ; ce qui explique l'insignifiant intérêt porté à la reconnaissance immédiate des bonnes nouvelles ( $\beta_0$  non significatif) et la reconnaissance accrue et anticipée des mauvaises nouvelles. Il est probable que cette anticipation des mauvaises nouvelles soit opérée par le biais des dépenses en R&D. Cet actif intangible, très conséquent pour le secteur automobile<sup>4</sup>, se caractérise par une faible vérifiabilité (Richardson, et al., 2005). En outre, Monahan (2005) a constaté que le traitement comptable conservateur est une caractéristique des entreprises ayant une forte croissance de la R&D.

L'absence de conservatisme conditionnel constatée dans le secteur de l'industrie traduit un différentiel des pratiques comptables des entreprises des deux sous secteurs. Ainsi contrairement aux entreprises de Bâtiments et matériaux de construction, les entreprises de Biens et services industriels pratiquent le conservatisme conditionnel. En effet, la moitié des entreprises de bâtiments constituant notre échantillon sont cotées au compartiment A de l'Eurolist. Ce sont des entreprises de grandes tailles et par conséquent peu conservatrices. Les entreprises de Biens et services industriels reconnaissent immédiatement les bonnes et les mauvaises nouvelles. Ce sous secteur est très hétérogène. Il est constitué d'entreprises : de transport industriel, d'équipements électroniques et électriques, d'ingénierie industrielle, d'aérospatiale et défense et de services support.

---

<sup>4</sup> En 2011, 16% des dépenses intérieures de recherche et développement des entreprises en France sont réalisées par l'industrie automobile.

**Tableau 9 : Résultats des estimations du modèle de Basu (1997) par sous secteur d'activité : Hypothèse H5**

Variables indépendantes	Signe prévu	Biens de consommation			Santé		Industrie		Technologie		Services aux consommateurs		
		Agro-alim. et boissons	Prod. mén. et soins per	Auto. et équip.	Pharma. et biotech.	Equi. et servi. de santé	Biens et services industriels	Bat. et mat. de constru.	Logi. et services informa.	Matériel et équipem.	Voyages et loisirs	Medias	Distri. général.
DR	?	0,002 (0,698)	0,004 (0,438)	-0,011 (0,647)	-0,003 (0,745)	0,002 (0,871)	-0,005 (0,528)	-0,004 (0,537)	0,005 (0,426)	-0,02 (0,507)	0,003 (0,821)	-0,0007 (0,935)	-0,003 (0,720)
<b>R</b>	-	<b>0,036***</b> (0,003)	<b>0,016*</b> (0,076)	0,016 (0,374)	<b>0,027**</b> (0,024)	<b>0,047*</b> (0,057)	<b>0,029***</b> (0,001)	<b>0,023**</b> (0,046)	<b>0,024***</b> (0,001)	-0,023 (0,359)	<b>-0,044*</b> (0,095)	<b>-0,022**</b> (0,039)	<b>0,061***</b> (0,002)
<b>DR × R</b>	+	0,031 (0,248)	0,035 (0,142)	<b>0,175**</b> (0,011)	-0,015 (0,690)	-0,036 (0,489)	<b>0,049**</b> (0,042)	0,013 (0,634)	0,019 (0,292)	0,079 (0,283)	<b>0,124**</b> (0,012)	<b>0,122***</b> (0,000)	0,036 (0,336)
Constante	?	0,067*** (0,000)	0,042*** (0,000)	0,11*** (0,000)	0,037*** (0,000)	0,033*** (0,013)	0,077*** (0,000)	0,092*** (0,000)	0,043*** (0,000)	0,051** (0,017)	0,037*** (0,000)	0,062*** (0,000)	0,067*** (0,000)
Nbr. d'obs.		425	604	176	143	110	986	222	934	189	313	414	222
Test de Breusch-Pagan		-	-	-	-	-	-	534,91*** (0,000)	-	-	-	-	-
Test de Wald modifié		41605*** (0,000)	2e+06*** (0,000)	2319*** (0,000)	413,40*** (0,000)	11789*** (0,000)	4e+05*** (0,000)	-	1e+05*** (0,000)	1e+05*** (0,000)	1e+05*** (0,000)	46407*** (0,000)	3023*** (0,000)
Test de Wooldridge		5,589** (0,025)	3,698* (0,062)	7,223** (0,022)	3,654* (0,092)	14,223*** (0,009)	2,632 (0,109)	3,765* (0,074)	8,072*** (0,006)	36,139*** (0,000)	0,486*** (0,000)	0,752 (0,393)	5,925** (0,030)
Test de Wald Chi2 (3)		36,31*** (0,000)	14,73*** (0,002)	14,73*** (0,002)	9,86** (0,019)	6,89* (0,075)	71,73*** (0,000)	26,96*** (0,000)	32,98*** (0,000)	3,08 (0,379)	6,50* (0,089)	29,82*** (0,000)	50,96*** (0,000)

Les valeurs entre parenthèses indiquent les p-values : \*\*\*, \*\* et \* significativité respectivement à 1%, 5% et 10%.

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

$$\frac{EBEI_{it}}{CB_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \beta_0 R_{it} + \beta_1 DR_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it}$$

EBEI<sub>it</sub>/CB<sub>it-1</sub> représente le rapport résultat avant éléments extraordinaires standardisé par la capitalisation boursière de début d'année fiscal t., R<sub>it</sub> est le rendement non prévisionnel par action de la firme i durant douze mois commençant neuf mois avant la fin de l'année fiscale t et DR<sub>it</sub> correspond à une variable dichotomique qui égale à 1 si R<sub>it</sub> < 0 et à 0 sinon.

Les données, extraites de Worldscope, couvrent la période 2000-2015

Source : Auteur

La subdivision du secteur Santé et du secteur Technologie en deux sous secteurs n'a pas nuancé nos conclusions à savoir l'absence de conservatisme conditionnel. Les entreprises de santé n'anticipent pas la reconnaissance des mauvaises nouvelles. Au contraire, elles ont une préférence pour la reconnaissance immédiate des bonnes nouvelles. 56% des entreprises de santé sont cotées respectivement aux compartiments A et B de l'Eurolist. Elles sont ainsi considérées comme des entreprises de grandes tailles. En outre, 52% des entreprises de technologie sont cotées au compartiment C où le conservatisme conditionnel a été décelé. Cette incohérence des résultats indique que les caractéristiques sectorielles sont aussi un déterminant du conservatisme comptable. Outre cela, ce secteur est entrain de détrôner le secteur financier en terme de rentabilité financière et boursière. Malgré ce nouveau rôle de leader et cette visibilité politique accrue, les entreprises de technologie ne cherchent pas à être conservatrices dans leurs pratiques comptables. Ce résultat va dans le sens de ceux Khalifa, et al., (2014).

Le conservatisme conditionnel apparent du secteur Services aux consommateurs est caractéristique à seulement deux parmi les trois sous secteurs : le Voyages et loisirs et le Médias. Les Entreprises de distribution n'avancent pas la constatation des mauvaises nouvelles mais préfèrent reconnaître immédiatement les bonnes nouvelles. Ainsi, les firmes de Voyages et Loisirs et de Médias semblent être les plus conservatrices de l'échantillon. En effet hors mis le fait qu'elles reconnaissent immédiatement et excessivement leurs mauvaises nouvelles ( $\beta_1$  significativement positif respectivement à 5% et 1%), elles retardent la reconnaissance de leurs bonnes nouvelles ( $\beta_0$  significativement négatif au seuil respectif de 10% et 5%). C'est ce schéma de reconnaissance des nouvelles qui traduit une application stricte du conservatisme conditionnel selon Basu (1997).

En dehors des crises de nature strictement économiques (récession,...), le secteur de Voyages et loisirs fait face à d'autres crises, de nature diverse (géopolitiques, sociopolitiques,...). Cette situation de crises dure depuis un certain nombre d'années confrontant ainsi le secteur à des difficultés financières. En France, les entreprises du secteur résistent tout en affichant leur prudence dans l'élaboration de leurs états financiers. En effet, elles reconnaissent en masse et par anticipation leurs mauvaises nouvelles ( $\beta_1 = 0,124$  significatif à de 5%) et simultanément elles retardent la constatation de leurs bonnes nouvelles ( $\beta_0 = -0,044$  significatif à 10%). Ainsi profitant d'une situation de crise, les entreprises de Voyages et loisirs semblent pratiquer un conservatisme strict.

En France, les groupes médias les plus importants sont : Vivendi, Canal Plus, Lagardère et Lagardère Active Media<sup>5</sup> ; lesquels sont détenus par des industriels et des financiers qui considèrent cette diversification de leurs activités une chance d'avenir. Cependant, la grande majorité des autres groupes ou sociétés françaises du secteur des médias sont de taille nettement inférieure. Cette particularité de l'industrie des Médias peut expliquer son conservatisme strict. En effet, les financiers et les industriels qui détiennent les groupes leader du secteur des médias sont souvent des personnes discrètes et secrètes. Ainsi, pour éviter toutes expositions et visibilité politique, elles favorisent la reconnaissance immédiate des mauvaises nouvelles et retardent intentionnellement la constatation des bonnes nouvelles.

### **Conclusion**

L'objet de ce travail est d'attribuer une évidence empirique à l'existence de conservatisme conditionnel dans le contexte français. En partant d'un échantillon non cylindré de 331 entreprises françaises cotées à l'Euronext Paris pour la période 2000 à 2015 (5245 observations firme-année), les résultats obtenus valident en grande partie la pratique de ce type de conservatisme comptable par les entreprises françaises.

En effet, ces dernières avancent la reconnaissance des mauvaises nouvelles. Néanmoins elles ne cherchent pas particulièrement à retarder la constatation des bonnes nouvelles. Outre cela, le caractère prudent des entreprises françaises cotées se manifeste aussi bien lorsqu'elles appliquaient les normes françaises que lorsqu'elles adoptent les normes IFRS. Cependant, la mise en place obligatoire de ces dernières, en 2005, a conduit à une baisse du niveau du conservatisme conditionnel. En outre, le conservatisme conditionnel n'est ni présent sur le marché Alternext ni sur le marché Libre ; il est caractéristique au marché Eurolist (Compartiments A, B et C). Ce constat est dû au différentiel des exigences informationnelles et de transparence financière entre ces trois marchés de l'Euronext Paris. Outre la taille, le secteur d'activité de l'entreprise semble être aussi un déterminant du degré de conservatisme. En effet, cette pratique a été décelée chez les entreprises des secteurs Biens de consommation, Pétrole et Gaz, Matériaux de Base, Services aux collectivités et Services aux consommateurs. Les entreprises industrielles, technologiques et pharmaceutiques semblent ne pas être conservatrices. Ces résultats sont nuancés en passant à une décomposition en sous secteur d'activité.

---

<sup>5</sup> Ces quatre groupes font parties de l'échantillon de l'étude.

Cette étude présente aussi bien des points forts que des points faibles. Les atouts sont principalement la taille de l'échantillon et la diversité des hypothèses testées. La principale limite est le recours à une seule mesure du conservatisme conditionnel qui est le modèle de Basu (1997). Bien que faisant l'unanimité auprès des chercheurs, ce modèle présente des biais de spécifications. En outre, le recours à plusieurs mesures du conservatisme était souhaitable pour consolider les résultats. La limite majeure de ce travail étant la mauvaise spécification du modèle de Basu (1997), les perspectives futures consistent à le reprendre en apportant à ce modèle les améliorations préconisées par les récentes études. Ainsi, Huang et al. (2011) recommandent de tenir compte des appartenances sectorielles de l'entreprise dans la spécification du modèle de Basu (1997). Patatoukas et Thomas (2016), de leur part, proposent de décomposer aussi bien le rendement boursier que le résultat comptable en composant attendu et composant inattendu puisque ce dernier composant étant à l'origine des biais de mesure du modèle de Basu (1997).

### **Bibliographie**

**Ahmed A.S. & Duellman S. (2007)**, Accounting conservatism and board of director characteristics: An empirical analysis, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 43, N° 2-3, pp. 411-437.

**Al-Sehli M. (2009)**, Accounting Conservation in Corporate Financial Reporting in Saudi Arabia : An Empirical Study. *Arab Journal of Administrative Sciences*, Vol. 16, N°1, pp.1-22.

**André P. & Filip A. (2012)**, Accounting Conservatism in Europe and the Impact of Mandatory IFRS Adoption : A Look at Legal Incentives, Corporate Governance, Enforcement Prior Accounting Traditions and Tax Book Conformity, *Financial Reporting ESSEC-KPMG Center*.

**André P., Filip A. et Paugam L. (2015)**, The Effect of Mandatory IFRS Adoption on Conditional Conservatism in Europe, *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 42, N° 3-4, pp. 482-514.

**Arabiati O.S. & Khamees B.A. (2016)**, The Impact of Mandatory IFRS Adoption on Conditional Conservatism in Jordan, *Dirasat, Administrative Sciences*, Vol. 43, N° 1, pp. 275-286.

**Ball R., Kothari S.P. et Robin A. (2000)**, The effect of international institutional factors on the properties of accounting earnings, *The Journal of Accounting and Economics*, Vol. 29, pp. 1-51.

**Ball R. & Shivakumar L. (2005)**, Earnings quality in U.K. private firms, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, N° 1, pp. 83-128.

**Ball R., Robin A. et Sadka G. (2008)**, Is financial reporting shaped by equity markets or by debt markets? An international study of timeliness and conservatism, *Review of Accounting Studies*, Vol. 13, N° 2-3, pp. 168-205.

**Balti S. (2013)**, L'influence des normes IFRS sur le conservatisme comptable : le cas français, *Mémoire en comptabilité, contrôle, audit*, Université du Québec à Montréal.

- Basu S. (1997)**, The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings, *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 24, pp. 3-37.
- Beatty A. (2007)**, Discussion of "asymmetric timeliness of earnings, market-to-book and conservatism in financial reporting", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 44, N° 1-2, pp. 32-35.
- Beatty A., Weber J. et Yu J.J. (2008)**, Conservatism and Debt, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 45, N° 2-3, pp. 154-174.
- Beekes W., Pope P. et Young S. (2004)**, The link between earnings timeliness, earnings conservatism and board composition: evidence from the UK, *Corporate Governance: An International Review*, Vol. 12, pp. 47-59.
- Boukich K. & Hassine M. (2018)**, Adoption des IFRS et qualité de l'information comptable : Une revue de littérature, *Revue du Contrôle de la Comptabilité et de l'Audit*, N° 7, pp. 249-268.
- Brouwer R. (2009)**, Accounting conservatism in Europe, Erasmus University Rotterdam.
- Bushman R.M. & Piotroski J.D. (2006)**, Financial reporting incentives for conservative accounting: The influence of legal and political institutions, Vol. 42, N° 1-2, pp. 107-148.
- Callen J., Segal D. et Hope O. K. (2010)**, The pricing of conservative accounting and the measurement of conservatism at the firm-year level, *Review of Accounting Studies*, Vol. 15, N° 1, pp. 145-178.
- Chandra U., (2011)**, Income Conservatism in the U.S. Technology Sector, *Accounting Horizons*, Vol. 25, N° 2, pp. 285-314.
- Dietrich J., Muller K. et Riedl E. (2007)**, Asymmetric timeliness tests of accounting conservatism, *Review of Accounting Studies*, Vol. 12, N° 1, pp. 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*, Vol. 5, N° 2, pp. 92-107.
- Dumontier P. & Labelle R. (1993)**, Accounting earnings and firm valuation: the French case, *The European Accounting Review*, Vol. 7, pp. 163-183.
- Easton P., Harris T. et Ohlson I. (1992)**, Aggregate accounting earnings can explain most of security returns, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 9, pp. 119-142.
- Giner B. & Rees W.P. (2001)**, On the Asymmetric Recognition of Good and Bad News in France, Germany and the United Kingdom, *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 28, N° 9-10, pp. 1333-1349.
- 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 & Economics*, Vol. 29, pp. 287-320.
- Givoly D., Hayn, C.K. et Natarajan A. (2007)**, Measuring reporting conservatism, *The Accounting Review* Vol. 82, pp. 65-106.
- Givoly D., Hayn C.K. et Katz S.P. (2010)**, Does public ownership of equity improve earnings quality? *The Accounting Review*, Vol. 85, N° 1, pp. 195-225.
- Hamdan A. (2011a)**, Evaluation of level of accounting conservatism in financial statements and its relationship to corporate governance in companies listed in Kuwait stock exchange, *Journal of King Saud University, Administration Sciences*, Vol. 23, N°2, pp. 253-284.

- Hamdan A. (2011b)**, The impact of accounting conservatism on improving the quality of financial reports: Empirical study on Jordanian industrial corporations, *Studies of Administrative Sciences Journal*, Vol. 38, N°2, pp. 415-433.
- Hamdan A. (2011c)**, The Impact of Company Size, Debt Contracts, and Type of Sector on the Level of Accounting Conservatism: An Empirical Study from Bahrain, *International Journal of Business and Management* Vol. 6, N° 7, pp. 134-146.
- Hamdan A. (2012)**, Factors affecting accounting conservatism when preparing corporate financial reports: Evidence from Jordan, *Jordan Journal of Business Administration*, Vol. 8, N° 1, pp. 22-41.
- Hsu A., O'Hanlon J. et Peasnell K. (2012)**, The Basu Measure as an Indicator of Conditional Conservatism: Evidence from UK Earnings Components, *European Accounting Review*, Vol. 21, N° 1, pp. 87-113.
- Huang A.G., Tian Y. et Wirjanto T.S. (2011)**, Re-Examining accounting conservatism: The importance of adjusting for firm heterogeneity, Working Paper.
- Huijgen C. & Lubberink M. (2003)**, Earnings conservatism, litigation, and contracting: the case of cross-listed firms, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 32, N° 7-8, pp. 1275–1310.
- Jilani F. & Mrad I. (2012)**, Impact du conservatisme conditionnel et inconditionnel sur le coût du capital : Cas des entreprises françaises, Mémoire de Master en sciences Comptables, Université de Tunis el Manar, FSEGT.
- Kaymaz B. C., Ozkan S. et Durak M. G. (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, N° 3, pp. 403-421.
- Khalifa M., Trabelsi S. et Matoussi H. (2014)**, Conditional Conservatism in U.S. High-and Low-Technology Firms, Canadian Academic Accounting Association (CAAA) Annual Conference.
- Khan M. & Watts R.L. (2009)**, Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 48, N° 2-3, pp. 132-150.
- Kikuta S., Shimamoto K. et Takeda F. (2018)**, Is IFRS Conditionally or Unconditionally More Conservative than Local GAAP? Evidence from Japan, 2018 AAA Annual Meeting Papers.
- Krishnan G. (2005)**, Did Houston Clients of Arthur Andersen Recognize Publicly Available Bad News in a Timely Fashion?, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 22, pp. 165-193.
- Kwon S.S., Yin Q.J. et Han J. (2006)**, The effect of differential accounting conservatism on the “over-valuation” of high-tech firms relative to low-tech firms, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 27, N° 2, pp. 143-173.
- LaFond R. & Roychowdhury S. (2008)**, Managerial ownership and accounting conservatism, *Journal of accounting research*, Vol. 46, N° 1 pp.101-135.
- LaFond R. & Watts R.L. (2008)**, The Information Role of Conservatism, *The Accounting Review*, Vol. 83, N° 2, pp. 447-478.
- Li X. (2015)**, Accounting conservatism and the cost of capital: international analysis, *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 42, N° 5-6, pp. 555-582.

- Lobo G.J. & Zhou J. (2006)**, Did Conservatism in Financial Reporting Increase after the Sarbanes-Oxley Act? Initial Evidence, *Accounting*, Vol. 20, N° 1, pp. 57-73.
- Magnan M. (2009)**, Comptabilisation à la juste valeur et crise financière : rôle indicatif ou contributif ? Working Paper, Université Concordia Montréal.
- Monahan S.J. (2005)**, Conservatism, Growth and the Role of Accounting Numbers in the Fundamental Analysis Process, *Review of Accounting Studies*, Vol. 10, pp. 227-260.
- Pae J., Thornton D. B. et Welker M. (2005)**, The link between earnings conservatism and the price-to-book ratio, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 22, N° 3, pp. 693-717.
- Patatoukas P.N. & Thomas J.K. (2011)**, More Evidence of Bias in the Differential Timeliness Measure of Conditional Conservatism, *The Accounting Review*, Vol. 86, N° 5, pp. 1765-1793.
- Patatoukas P.N. & Thomas J.K. (2016)**, Placebo tests of conditional conservatism, *The Accounting Review*, Vol. 91, N° 2, pp. 625-648.
- Piot C., Dumontier P. et Janin R. (2011)**, IFRS Consequences on Accounting Conservatism within Europe, University of Grenoble and CERAG-CNRS.
- Pope P.F & Walker M. (1999)**, International differences in the timeliness, conservatism, and classification of earnings, *Journal of Accounting Research*, Vol. 37, pp. 53-89.
- Richardson S.A., Sloan R.G., Soliman M.T. et Tuna I. (2005)**, Accrual reliability, earnings persistence and stock prices, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, pp. 437-485
- Roychowdhury S. & Watts R. L. (2007)**, Asymmetric timeliness of earnings, market-to-book and conservatism in financial reporting, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 44, N°1-2, pp. 2-31.
- Ryan S.G. & Zarowin P. (2003)**, Why Has the Contemporaneous Returns-Earnings Relation Declined? *The Accounting Review*, Vol. 78, N°2, pp. 523-553.
- Ryan S.G. (2006)**, Identifying Conditional Conservatism, *European Accounting Review*, Vol. 15, N° 4, pp. 511-525.
- Sivakumar K. & Waymire G. (2003)**, Enforceable Accounting Rules and Income Measurement by Early 20th Century Railroads, *Journal of Accounting Research*, Vol. 41, N° 2, pp. 397-432.
- Vanel G. (2008)**, La normalisation financière internationale face à l'émergence de nouvelles autorités épistémiques américaine : Le cas de la filière du chiffre, *Revue de la régulation*, Vol. 3-4. En ligne < <http://regulation.revues.org/index4443> >.
- Watts R.L. & Zimmerman J.L. (1986)**, *Positive accounting theory*, Prentice Hall, Englewood Cliffs (NJ).
- Yaseen M. (2008)**, Measure the level of Conservatism in Accounting light of Corporate Governance and its impact on the Disclosure Quality of the Financial Statements of the Jordanian Commercial Banks. *Arab Academy for Banking and Financial Sciences*.
- Zhang J. (2008)**, The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 45, N° 1, pp. 27-54.
- Zhe Wang, R. (2009)**, *Accounting conservatism*, Thèse de doctorat, Victoria University of Wellington.

## Annexe : Les résultats des estimations du modèle Khan et Watts (2009)

C-Score est une mesure du conservatisme conditionnel développée par Khan & Watts (2009). Elle est inspirée aussi bien du modèle de Basu (1997) que des évidences théoriques et empiriques selon les quelles la taille de l'entreprise, le ratio Market-to-Book et l'effet de levier sont des déterminants du conservatisme comptable.

$$\frac{EBE_{it}}{CB_{it-1}} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}DR_{it} + R_{it}(\mu_1 + \mu_2Size_{it} + \mu_3 M/B_{it} + \mu_4Lev_{it}) + R_{it}DR_{it} \left( \varphi_1 + \varphi_2Size_{it} + \varphi_3 \frac{M}{B_{it}} + \varphi_4Lev_{it} \right) + (\delta_{1t} Size_{it} + \delta_{2t} \frac{M}{B_{it}} + \delta_{3t}Lev_{it} + \delta_4DR_{it}Size_{it} + \delta_5DR_{it} \frac{M}{B_{it}} + \delta_6DR_{it}Lev_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (A-1)$$

Analogiquement à Watts & Khan (2009), l'équation (A-1) est estimée selon la méthode cross-section de Famas-Macbeth (1973) avec correction de l'hétéroscédasticité<sup>6</sup> basée sur la technique de Newry & West (1987). A partir des coefficients estimés  $\hat{\varphi}_1, \hat{\varphi}_2, \hat{\varphi}_3$  et  $\hat{\varphi}_4$ , le C\_Score, qui mesure le différentiel dans la rapidité de reconnaissance des mauvaises nouvelles par rapport aux bonnes nouvelles, est calculé :

$$C\_Score_{it} = \hat{\varphi}_1 + \hat{\varphi}_2Size_{it} + \hat{\varphi}_3M/B_{it} + \hat{\varphi}_4Lev_{it} \quad (A-2)$$

**Tableau A1 : Résultats de l'estimation des coefficients relatifs au calcul du C\_Score**

Variable indépendante	Signe attendu	Coefficient	t-statistique
$Dr_{ift}$		0,049	0,32
$R_{it}$	+	-0,048	-0,18
$R_{it} \times Size_{rin}$	+	0,008	0,51
$R_{it} \times M/B_{it}$	-	-0,017	-1,32
$R_{it} \times Lev_{itt}$	-	-0,014	-0,52
$Dr_{ift} \times R_{it}$	+	<b>1,221**</b>	2,24
$Dr_{ift} \times R_{it} \times Size_{rin}$	-	<b>-0,063**</b>	-2,33
$Dr_{ift} \times R_{it} \times M/B_{it}$	+	0,024	0,90
$Dr_{ift} \times R_{it} \times Lev_{itt}$	+	<b>0,135</b>	<b>1,56</b>
$Size_{it}$		0,004	0,87
$M/B_{it}$		0,003	0,57
$Lev_{itt}$		-0,008	-0,64
$Di_{rt} \times Size_{it}$		-0,0006	-0,09
$Di_{rt} \times M/B_{it}$		-0,010	-0,88
$Di_{rt} \times Lev_{itt}$		-0,015	-0,97
$R^2$		26,21%	

\*\* Significativité au seuil de 5%.

**Source : Auteur**

Le coefficient de la variable ( $DR \times R$ ) est significativement positif au seuil de 5% ce qui traduit la pratique du conservatisme conditionnel par les entreprises françaises.

<sup>6</sup> Les résultats des tests statistiques d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation AR(1) montrent l'existence d'hétéroscédasticité pour toutes les années de l'étude à l'exception de l'année 2008. L'absence d'autocorrélation d'ordre 1 est observée pour les années 2000, 2005, 2006 et 2009. Pour le reste des années, une incertitude quant à l'existence soit d'une corrélation positive soit d'une corrélation négative est constatée.