

## **Les implications différentielles du conservatisme conditionnel sur la persistance des accruals et leurs composants : Application au contexte français**

## **The differential implications of conditional conservatism on the persistence of accruals and their components: Application to the French context**

**HMANI Sihem**

Enseignant chercheur

Département Comptabilité-Finance

Institut Supérieur de Comptabilité et d'Administration des Entreprises

Université de Manouba Tunis, Tunisie

Sihem.hmani@iscae.uma.tn

**JILANI Faouzi**

Professeur universitaire

Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Tunis

Université de Tunis El Manar Tunis, Tunisie

**Date de soumission** : 02/02/2019

**Date d'acceptation** : 01/03/2019

**Pour citer cet article** :

HMANI S. & JILANI F. (2019) « Les implications différentielles du conservatisme conditionnel sur la persistance des accruals et leurs composants : Application au contexte français », Revue du contrôle, de la comptabilité et de l'audit « Numéro 8 : Mars 2019 / Volume 3 : numéro 4 » p : 64-93

**Résumé :**

L'intérêt de cet article est de tester les implications différentielles du conservatisme conditionnel sur la persistance des accruals et leurs composants dans le contexte français. L'échantillon de l'étude est un panel non cylindré de 331 entreprises françaises cotées à l'Euronext Paris durant la période allant de 2000 à 2015. Les résultats montrent que le conservatisme conditionnel augmente la persistance des accruals. Une analyse en trois composants des accruals révèle que le conservatisme augmente seulement la persistance des accruals d'exploitation (Wakil & Alam, 2014). Le test de sensibilité des résultats aux sous composants (Actif et Passif) des accruals confirme le constat initial mais révèle que le conservatisme réduit la persistance respective du composant passif financier (fiable) et du composant passif d'exploitation non courant (peu fiable).

**Mots clés :** Conservatisme conditionnel, C-Score, modèle de Basu (1997), fiabilité/vérifiabilité des accruals, persistance des accruals.

**Abstract :**

Applied to the French context, this study examines the differential implications of the conditional conservatism on the persistence of accrual components. The sample of the study is an unbalanced panel of 331 French companies listed in Euronext Paris during period going from 2000 till 2015. According to the results of Wakil & Alam (2014), the French companies operate conditional conservatism to increase the persistence of accrual precisely the working capital component. The sensitivity test to extended accrual decompositions (Asset and Liability) confirms the initial result but reveals that conservatism reduces respectively persistence of financial liability component (more reliable) and non current operating liability component (less reliable).

**Keywords:** Conditional conservatism, C-Score, Basu model (1997), accruals reliability, accruals persistence.

## Introduction

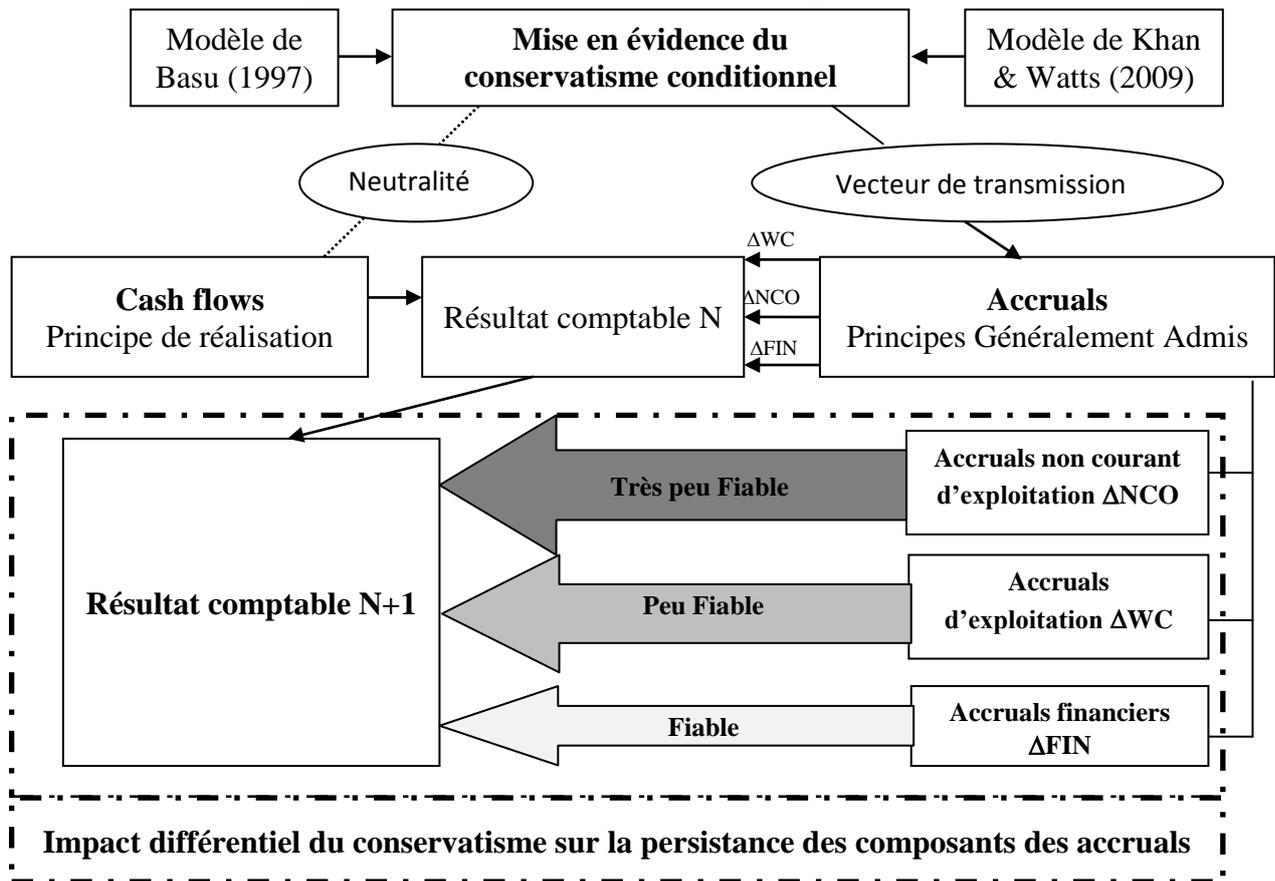
Initié par Sudipta Basu en 1997, le conservatisme comptable est définie comme la tendance des comptables à exiger un degré plus élevé de vérification pour prendre en compte les bonnes nouvelles en tant que gains que de reconnaître les mauvaises nouvelles. Il en découle une prise en compte plus rapide des mauvaises nouvelles dans les bénéfices compte tenu des cash-flows futurs, que des bonnes nouvelles (Basu ; 1997, p.33). Le résultat majeur de l'étude de Basu (1997) est que le conservatisme affecte différemment le résultat et les cash flows. Ces derniers sont produits sur la base de réalisation et ne sont pas, par conséquent, affectés par le conservatisme. Comme le résultat est la somme des accruals et des cash flows, ce sont alors les accruals le vecteur de transmission du conservatisme (Basu, 1997 ; Pope & Walker, 1999 ; Ball, et al., 2000). Produit d'une réflexion Anglo-saxonne, les accruals désignent les produits et les charges qui n'ont donné lieu à aucun flux au cours de l'exercice. Ils trouvent leur origine dans la comptabilité d'engagement. Healy (1985, p.89) étant le premier à les définir comme l'ensemble des « ajustements comptables aux cash-flows de l'entreprise permis par les organismes de normalisation...».

Sloan (1996) a été le premier à illustré l'anomalie des accruals qui se traduit par l'incapacité des investisseurs à distinguer le différentiel de persistance des composant du résultat : les cash flows sont plus persistants, dans les résultats futurs, que les accruals. Parmi les hypothèses explicatives de ce différentiel de persistance, il y a le conservatisme comptable. Cette relation de causalité, entre ces deux concepts comptables, n'a été testée empiriquement que récemment à travers les travaux de Wakil & Alam (2014) et Li & Zhang (2015). Cette nouvelle voie de recherche, intitulée les implications différentielles du conservatisme sur la persistance des accruals et leurs composants, aboutit à des résultats souvent mitigés. Ainsi, Wakil & Alam (2014) concluent que le conservatisme augmente la persistance des accruals et ce pour les firmes ayant un niveau élevé des accruals, Li & Zhang (2015) et Motlagh & Motlagh (2017) préconisent sa neutralité et Assadi, et al., (2018) stipulent qu'il diminue la persistance des accruals. En outre, Wakil & Alam (2014) conclue que le conservatisme n'affecte à la hausse que la persistance des accruals d'exploitation alors que Li & Zhang (2015) et Haghghi Fard (2016) constatent une réduction de la persistance respectivement des accruals financiers et des trois composants des accruals. Enfin, Assadi, et al., (2018) montrent l'absence de relation entre le conservatisme et la persistance des composants des accruals.

Le schéma qui suit illustre le lien de causalité entre le conservatisme, les accruals, leurs composants et leurs persistances dans le résultat futur. Il traduit, en outre, la démarche

adoptée dans ce travail pour mettre évidence cette relation entre conservatisme et persistance des accruals.

**Figure 1 : les implications différentielles du conservatisme conditionnel sur la persistance des accruals et leurs composants**



Source : Auteurs

A nos jours, aucune étude n'a traité des implications différentielles du conservatisme conditionnel sur la persistance des accruals et leurs composants dans le contexte français. D'où l'intérêt de ce travail dont la problématique s'articule comme suit :

- Les entreprises françaises pratiquent-elles le conservatisme conditionnel ?
- Ce dernier, s'il est pratiqué, affecte-t-il la persistance, dans le résultat futur, des accruals et leurs composants?
- La persistance des accruals et leurs composants, si elle est affectée, est elle à la hausse ou à la baisse ?

Cette étude est organisée autour de quatre sections. Dans la première, une revue de la littérature et les hypothèses de recherche seront présentées. La seconde section 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

Au vue de la littérature comptable, le composant accruals du résultat est moins persistant que le composant cash flows (Sloan, 1996 ; Collins & Hribar, 2000 ; Xie, 2001 ; Richardson, et al., 2005). La partie trésorerie est jugée réelle alors que la partie accruals est sujette à des jugements. Le conservatisme comptable est étroitement lié à la persistance des accruals car la comptabilisation de ces derniers autorise une certaine liberté de jugement offrant ainsi un terrain favorable à la discrétion des managers. En outre, le conservatisme affecte les accruals car ses objectifs visent à contrecarrer les erreurs d'évaluation et la gestion à la hausse des résultats (Watts, 2003 ; LaFond & Watts, 2008). En effet, un principe comptable inhérent au conservatisme pourrait atténuer l'inefficience du marché causée par un autre principe comptable relatif aux accruals. Ainsi, l'évaluation des accruals implique de la subjectivité et du jugement qui sont contraints par la fiabilité et les exigences de vérification du conservatisme.

Le lien de causalité entre le conservatisme et la faible persistance des accruals se traduit à travers une anomalie des marchés appelée l'anomalie des accruals<sup>1</sup> (Fairfield, et al., 2003 et Ball & Shivakumar, 2006). Watts (1993, 2003) suggèrent que le conservatisme mène à une fiabilité/vérifiabilité plus élevée des accruals relatifs aux gains et Richardson, et al., (2005) montrent empiriquement que les accruals dit plus fiables ont une persistance plus grande dans les résultats futurs. Ceci suggère que les firmes à haut degré de conservatisme ont une persistance des résultats plus élevé que celles à faible degré de conservatisme. LaFond & Watts (2008) stipulent que le conservatisme comptable est un mécanisme de gouvernance qui réduit la capacité des managers à manipuler et à exagérer les performances financières et à augmenter les cash flows et la valeur de la firme. En outre, Lobo, et al., (2008) associent le conservatisme à un faible niveau de gestion à la hausse des résultats. Toutes ces affirmations corroborent l'hypothèse que le conservatisme augmente la persistance des accruals.

Toutefois, la fiabilité et les exigences de vérifiabilité du conservatisme sont beaucoup moins contraignantes pour la reconnaissance des pertes. Cette caractéristique du conservatisme est supportée par Basu (1997) qui interprète le conservatisme comme l'exigence de degré de vérification plus élevée pour les gains par rapport aux pertes. Il constate que les résultats négatifs sont moins persistants que les résultats positifs. Comme les firmes à faibles accruals ont tendance à présenter plus de postes comptables réduisant le résultat, un degré élevé de

---

<sup>1</sup> L'anomalie des accruals émane d'une réaction erronée des investisseurs naïfs face à l'information sur les résultats. En effet, ils sont incapables de distinguer entre le différentiel de persistance des deux composants du résultat : les accruals et les cash flows (hypothèse de fixation fonctionnelle).

conservatisme va probablement baisser aussi bien la persistance du résultat que les faibles accruals. Dopuch, et al., (2010) montrent que les firmes déficitaires ont les accruals d'exploitation les plus faibles. Dechow & Ge (2006) démontrent une persistance des résultats plus élevée pour les firmes appartenant au décile moyen des accruals et une persistance plus faible des résultats des firmes appartenant au décile des accruals le plus élevé et le plus faible. Ils expliquent la faible persistance des résultats des firmes à faibles accruals par la pratique de conservatisme comptable. En effet, Dechow & Ge (2006) montrent que les firmes à faible résultat ont tendance à comptabiliser les éléments spéciaux (special items) à leurs justes valeurs ce qui est en accord avec le conservatisme. Ces éléments spéciaux ont tendance à être parmi le décile des accruals les plus bas et comme ils sont de nature transitoire, ils vont réduire la persistance du résultat. En outre, Bandyopadhyay, et al., (2010) et Chen, et al., (2014) préconisent que le conservatisme comptable réduit la persistance des résultats à travers le composant accruals puisqu'il offre dans sa comptabilisation plus de latitude que le composant cash flows.

Dans le contexte américain, Wakil & Alam (2014) examinent empiriquement la relation entre le conservatisme et la persistance des accruals. Ils préconisent que cette relation dépend du niveau des accruals de l'entreprise. En effet, ils concluent que le conservatisme augmente la persistance des accruals pour les firmes ayant un niveau élevé des accruals alors qu'il est statistiquement non significatif pour les firmes à faible niveau d'accruals. Dans le même contexte, Li & Zhang (2015) concluent à l'inexistence d'interaction entre le conservatisme et la persistance des accruals. Ils expliquent ce constat par les incidences différentielles du conservatisme sur les trois composantes des accruals qui se neutralisent mutuellement d'où un effet nul sur le total des accruals. Les résultats contradictoires de ces deux études, bien que appliquées au même contexte, s'expliquent par des différentiels de méthodologie et de période d'étude. Dans le contexte iranien, Motlagh et Motlagh (2017) conclue à l'inexistence de relation entre le conservatisme et la persistance des accruals alors qu'Assadi et al. (2018) démontrent que cette pratique comptable réduit la persistance des accruals. Ces divergences s'expliquent par des différences respectivement de mesure du conservatisme et de taille de l'échantillon. Au vue de la littérature, le sens de la relation entre le conservatisme et la persistance des accruals n'est pas déterminé. D'où la première hypothèse :

H1 : Le conservatisme conditionnel affecterait la persistance des accruals.

En théorie, Guay & Verrecchia (2006) prédisent que les accruals moins fiables reflètent les pertes de façon plus opportune que les accruals plus fiables en raison des avantages

contractuels que procure cette reconnaissance précoce. Plusieurs pratiques comptables traduisent ce point de vue. En effet, le test de validité du goodwill (impairment test) et la comptabilisation des stocks au prix coûtant ou au prix de marché (lower cost or market) mènent à la reconnaissance plus rapide des mauvaises nouvelles respectivement dans les charges pour perte de valeur pour le goodwill et les provisions pour dépréciation pour les stocks. En outre selon Allouch (2018), la comptabilisation des compétences et des savoir des ressources humaines, étant que composant du goodwill, est passée en charge et non en actif immatériel en raison de la forte mobilité des employés formés par l'entreprise. Par contre pour les accruals financiers, à fiabilité élevée, la reconnaissance des pertes et des produits ne peut se faire qu'à la même vitesse. Ainsi, les gains et les pertes résultant des fluctuations de la juste valeur (fair value option) des titres de placement disponibles à la vente sont enregistrés dans une réserve de réévaluation. De ce fait, les pertes ne sont pas reconnues avec la même rapidité qu'ils s'agissent d'accruals peu fiable ou d'accruals très fiables.

Li & Zhang (2015) préconisent une manifestation asymétrique du conservatisme dans la persistance des trois composants des accruals tels que décomposés par Richardson, et al., (2005). Ces derniers postulent que les trois composants des accruals n'ont pas le même degré de vérifiabilité et par conséquent de fiabilité (reliability). Ainsi, les accruals financiers sont très fiables car facilement vérifiables (High reliability). Les accruals du besoin en fond de roulement (d'exploitation) et les accruals non courants d'exploitation sont peu vérifiables et par conséquent peu fiables (Low reliability). Entre ces deux composants moins fiables, Richardson, et al., (2005) considèrent que le composant non courant d'exploitation est plus conservateur. Les résultats montrent que les accruals financiers (très fiables) semblent reconnaître plus rapidement les pertes que les produits par comparaison aux accruals peu fiables. En outre, le conservatisme réduit la persistance des accruals très fiables mais n'affecte pas la persistance des accruals peu fiables. Li & Zhang (2015) soupçonnent que ces résultats, contradictoires aux prédictions, sont le fruit de discrétion managériale lors de l'application de la convention de prudence pour la comptabilisation des différents composants des accruals. En effet dans la détermination des charges pour perte de valeur du goodwill, la norme de juste valeur autorise les entreprises à utiliser leurs propres données pour développer des inputs inobservables ; si aucun prix de marché observable n'est disponible. Ceci permet aux managers d'exercer leurs jugements et leurs discrétions quant au timing et au montant de la charge pour perte de valeur du goodwill ; ce qui retarde et réduit la reconnaissance des pertes dans les accruals peu fiables. En effet, Rammana & Watts (2012) observent que les managers diffèrent

considérablement les charges pour pertes de valeur du goodwill et Richardson, et al., (2005) montrent que les accruals peu fiables sont moins persistants dans la prévision des cash flows futurs. En reproduisant l'étude de Li & Zhang (2015) au contexte iranien, Haghghi Fard (2016) conclue que le conservatisme réduit la persistance des trois composants des accruals indépendamment de leur degré de fiabilité. Dans le même contexte, les résultats de l'étude d'Assadi, et al., (2018) montrent l'absence de relation entre le conservatisme et la persistance des composants des accruals. Au vue de ces résultats mitigés, l'hypothèse a testée est formulée comme suit :

H2: Le conservatisme affecterait la persistance des accruals peu fiables plus (moins) qu'il n'affecterait la persistance des accruals très fiables.

## 2. Méthodologie de recherche

### 2.1. Mesure du conservatisme conditionnel

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 relatives à l'implication différentielle, deux modèles de mesure du conservatisme sont utilisés : Le modèle de Basu (1997) et le modèles de Khan & Watts (2009).

#### 2.1.1. Le modèle de basu (1997)

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 carrée 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 fiscal 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.

### 2.1.2. Le modèle de Khan & Watts (2009)

C-Score est une mesure du conservatisme conditionnel développée par Khan & Watts (2009). Cette mesure est inspirée aussi bien du modèle de Basu (1997) que des évidences théoriques et empiriques selon lesquelles la taille de l'entreprise, le ratio Market-to-Book et l'effet de levier sont des déterminants du conservatisme comptable. Khan & Watts (2009) spécifient deux mesures l'une pour la rapidité de reconnaissance des bonnes nouvelles (G-Score) et l'autre pour le différentiel dans la rapidité de publication des mauvaises nouvelles par rapport aux bonnes nouvelles (C-Score) :

$$\beta_{0t} = G\_Score_{it} = \mu_1 + \mu_2 Size_{it} + \mu_3 M/B_{it} + \mu_4 Lev_{it} \quad (2)$$

$$\beta_{1t} = C\_Score_{it} = \varphi_1 + \varphi_2 Size_{it} + \varphi_3 M/B_{it} + \varphi_4 Lev_{it} \quad (3)$$

Size : La taille de l'entreprise ;

M/B: Le ratio market-to-book ;

Lev : Le ratio d'endettement de l'entreprise.

En remplaçant les équations (2) et (3) dans l'équation (1) relative au modèle de Basu (1997) :

$$\frac{EBEI_{it}}{CB_{it-1}} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}DR_{it} + R_{i,t}(\mu_1 + \mu_2Size_{it} + \mu_3 M/B_{it} + \mu_4Lev_{it}) + R_{i,t}DR_{it}(\varphi_1 + \varphi_2Size_{it} + \varphi_3M/B_{it} + \varphi_4Lev_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Comme les variables de cette régression traduisent l'interaction entre les rendements et les caractéristiques de la firme, Khan & Watts (2009, p.13) préconisent l'ajout d'un terme additionnel pour contrôler séparément les caractéristiques de la firme « the main effects ».

$$\frac{EBEI_{it}}{CB_{it-1}} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}DR_{it} + R_{it}(\mu_1 + \mu_2Size_{it} + \mu_3 M/B_{it} + \mu_4Lev_{it}) + R_{it}DR_{it}(\varphi_1 + \varphi_2Size_{it} + \varphi_3M/B_{it} + \varphi_4Lev_{it}) + (\delta_{1t}Size_{it} + \delta_{2t}M/B_{it} + \delta_{3t}Lev_{it} + \delta_4DR_{it}Size_{it} + \delta_5DR_{it}M/B_{it} + \delta_6DR_{it}Lev_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Les coefficients estimés  $\hat{\varphi}_1, \hat{\varphi}_2, \hat{\varphi}_3$  et  $\hat{\varphi}_4$  issus de l'équation (5) permettent le calcul du C-Score qui mesure le différentiel dans la rapidité de reconnaissance des mauvaises nouvelles par rapport aux bonnes nouvelles.

$$C - Score_{i,t} = \hat{\varphi}_1 + \hat{\varphi}_2Size_{it} + \hat{\varphi}_3M/B_{it} + \hat{\varphi}_4Lev_{it} \quad (6)$$

## 2.2. Impact différentiel du conservatisme sur la persistance des composants des accruals

La démarche de Li & Zhang (2015) est utilisée pour étudier les implications différentielles du conservatisme conditionnel sur la persistance des accruals et leurs composants. Cette démarche se fait en deux étapes. Dans un premier temps, un examen de l'impact du conservatisme conditionnel sur la persistance des accruals est opéré par le biais du modèle suivant :

$$ROA_{it+1} = \alpha_{10} + \alpha_{11}ROA_{it} + \alpha_{12}C - Score_{it} + \alpha_{13}C - Score_{it} \times ROA_{it} + \alpha_{14}TACC_{it} + \alpha_{15}C - Score_{it} \times TACC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

ROA : Le rendement des actifs calculé comme étant le résultat d'exploitation (après amortissement) déflaté par le total actif moyen ;

C-Score : La mesure du conservatisme conditionnel telle que estimée par l'équation (6) ;

TACC : Le total accruals déflaté par le total actif moyen. Les accruals sont calculés selon l'approche par le bilan de Richardson, et al., (2005) ;

Comme le résultat d'exploitation peut être décomposé en cash flows et accruals alors  $\alpha_{13}$  et  $(\alpha_{13} + \alpha_{15})$  mesurent respectivement l'impact différentiel du conservatisme sur la persistance des cash flows et des accruals. Un coefficient  $\alpha_{15}$  significativement négatif (positif) désigne que le conservatisme conditionnel diminue (augmente) la persistance des accruals.

Dans un deuxième temps, une étude des implications différentielles du conservatisme sur la persistance des composants des accruals est effectuée à travers le modèle ci-après :

$$ROA_{it+1} = \alpha_{20} + \alpha_{21}ROA_{it} + \alpha_{22}C - Score_{it} + \alpha_{23}C - Score_{it} \times ROA_{it} + \alpha_{24}Accruals\ Comp_{it} + \alpha_{25}C\_Score_{it} \times Accruals\ Comp_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

La variable TACC est remplacée, dans l'équation (7), par ses trois composants. Analogiquement à Richardson, et al., (2005), le total accruals est désagrégé en trois composants : les accruals financiers  $\Delta FIN$ , les accruals du besoin en fonds de roulement  $\Delta WC$  et les accruals d'exploitation non courant  $\Delta NCO$ . (Cf. équation 8).

$$TACC = \Delta WC + \Delta NCO + \Delta FIN \quad (9)$$

En spécifiant les composants des accruals dans l'équation (8), la régression (10) est obtenue :

$$ROA_{it+1} = \alpha_{50} + \alpha_{51}ROA_{it} + \alpha_{52}C - Score_{it} + \alpha_{53}C - Score_{it} \times ROA_{it} + \alpha_{54}\Delta WC_{it} + \alpha_{55}C - Score_{it} \times \Delta WC_{it} + \alpha_{56}\Delta NCO_{it} + \alpha_{57}C - Score_{it} \times \Delta NCO_{it} + \alpha_{58}\Delta FIN_{it} + \alpha_{59}C - Score_{it} \times \Delta FIN_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Le coefficient  $\alpha_{51}$  mesure la persistance des cash flows et les coefficients  $\alpha_{55}$ ,  $\alpha_{57}$  et  $\alpha_{59}$  mesurent respectivement l'impact du conservatisme sur la persistance des composants des accruals du besoin en fonds de roulement  $\Delta WC$ , des accruals d'exploitation non courant  $\Delta NCO$  et des accruals financiers  $\Delta FIN$ . Des coefficients significativement négatifs (positifs) indiquent que le conservatisme réduit (augmente) la persistance des composants des accruals. L'estimation de l'équation (10) se fait en deux étapes. Dans un premier temps, l'impact différentiel du conservatisme sur les composants des accruals est étudié séparément pour chaque composant à travers les trois régressions univariées suivantes :

$$ROA_{it+1} = \alpha_{50} + \alpha_{51}ROA_{it} + \alpha_{52}C - Score_{it} + \alpha_{53}C - Score_{it} \times ROA_{it} + \alpha_{54}\Delta WC_{it} + \alpha_{55}C - Score_{it} \times \Delta WC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$ROA_{it+1} = \alpha_{50} + \alpha_{51}ROA_{it} + \alpha_{52}C - Score_{it} + \alpha_{53}C - Score_{it} \times ROA_{it} + \alpha_{56}\Delta NCO_{it} + \alpha_{57}C - Score_{it} \times \Delta NCO_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$ROA_{it+1} = \alpha_{50} + \alpha_{51}ROA_{it} + \alpha_{52}C - Score_{it} + \alpha_{53}C - Score_{it} \times ROA_{it} + \alpha_{58}\Delta FIN_{it} + \alpha_{59}C - Score_{it} \times \Delta FIN_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Dans un deuxième temps, l'estimation de l'équation (10) dans sa globalité permet d'étudier les incidences différentielles du conservatisme, simultanément, sur les trois composants des accruals (régression multivariée).

### 2.3. Définition et mesure des variables

Les définitions et les mesures des variables de l'étude sont résumées dans le tableau 1 :

**Tableau 1 : Définition et mesure des variables**

<b>Abrév.</b>	<b>Variable</b>	<b>Mesure</b>
<b>TACC</b>	Total accruals	$TACC = \Delta WC + \Delta NCO + \Delta FIN$ (Richardson, et al., 2005)
<b><math>\Delta WC</math></b>	La variation des accruals d'exploitation	$\Delta WC = WC_t - WC_{t-1} = \Delta COA - \Delta COL = (COA_t - COA_{t-1}) - (COL_t - COL_{t-1})$
<b><math>\Delta COA</math></b>	La variation des actifs courants d'exploitation.	$COA = \text{Actifs courants} - (\text{Liquidités et équivalents de liquidités} + \text{Placements et autres actifs financiers}) = \text{Stocks} + \text{Clients et comptes rattachés} + \text{Autres actifs courants.}$
	<b>Calcul à partir de Worldscope (WS) :</b> $COA = WS.TotalCurrentAssets - WS.CashAndSTInvestments$	
<b><math>\Delta COL</math></b>	La variation des passifs courants d'exploitation.	$COL = \text{Passifs courants} - \text{Dettes financières à courts termes.}$ Les dettes financières à courts termes : Concours bancaires et autres passifs financiers.
	<b>Calcul à partir de Worldscope (WS) :</b> $COL = WS.TotalCurrentLiabilities - WS.STDebtAndCurPortLTDebt$	
<b><math>\Delta NCO</math></b>	La variation des accruals non courants d'exploitation.	$\Delta NCO = NCO_t - NCO_{t-1} = \Delta NCOA - \Delta NCOL = (NCOA_t - NCOA_{t-1}) - (NCOL_t - NCOL_{t-1})$
<b><math>\Delta NCOA</math></b>	La variation des actifs non courants d'exploitation (Actifs non courants non financiers).	$NCOA = \text{Total des actifs} - (\text{Actifs courants} + \text{Immobilisations financières})$ $= \text{Actifs non courants} - \text{Immobilisations financières.}$
	<b>Calcul à partir de Worldscope (WS) :</b> $NCOA = WS.TotalAssets - (WS.TotalCurrentAssets + WS.OtherInvestments)$	
<b><math>\Delta NCOL</math></b>	La variation des passifs non courant d'exploitation (Passifs non courants non financiers).	$NCOL = \text{Total des passifs} - \text{Passifs courants} - \text{Dettes à moyens et longs termes.}$ Richardson, et al., (2005) intègrent les intérêts minoritaires. Ils représentent la quote-part des capitaux propres ou du résultat net des filiales consolidées qui revient aux actionnaires minoritaires de ses filiales et non à la société mère. Ils ont ainsi le caractère d'un passif non financier de la société mère vis-à-vis de ses filiales.
	<b>Calcul à partir de Worldscope (WS) :</b> $NCOL = WS.TotalLiabilities - (WS.TotalCurrentLiabilities + WS.TotalLTDebt) + WS.MinorityInterestBalSht$	
<b><math>\Delta FIN</math></b>	La variation des accruals financiers.	$\Delta FIN = FIN_t - FIN_{t-1} = \Delta STI + \Delta LTI - \Delta FINL$ $= (STI_t - STI_{t-1}) + (LTI_t - LTI_{t-1}) - (FINL_t - FINL_{t-1})$
<b><math>\Delta STI</math></b>	La variation des actifs financiers de court terme.	STI correspond aux placements et autres actifs financiers.
	<b>Calcul à partir de Worldscope (WS) :</b> $STI = WS.STInvestments$	

**Tableau 1 (Suite) : Définition et mesure des variables**

Abrév.	Variable	Mesure
$\Delta$ LTI	La variation des actifs financiers de long terme.	LTI correspond aux immobilisations financières.
	<b>Calcul à partir de Worldscope (WS) :</b> $LTI = WS.OtherInvestments$	
$\Delta$ FINL	La variation des passifs financiers.	FINL représente les dettes de courts, moyens et longs termes. De part leurs caractéristiques hybrides : titres de propriété/titres de créance, les actions privilégiées font parties intégrantes des passifs financiers (Richardson, et al., 2005).
	<b>Calcul à partir de Worldscope (WS) :</b> $FINL = WS.TotalDebt + WS.PreferredStock$	
<b>R</b>	Le rendement boursier par action	$R_{it} = (P_{it} - P_{it-1}) / P_{it-1}$ $P_{it}$ : le cours de l'action au 31/03 après la fin de l'année fiscale t (cours de clôture). $P_{it-1}$ : le cours de l'action au 01/04 avant la fin de l'année fiscale t (cours d'ouverture).
<b>DR</b>	Une variable muette.	$DR_{it} = 1$ si $R_{it} < 0$ , $DR_{it} = 0$ sinon.
<b>EBEI</b>	Le résultat	EBEI est le résultat avant éléments extraordinaires.
	<b>Calcul à partir de Worldscope (WS) :</b> $EBEI = TF.IncomeBefExtraItemsAndPfdDiv$	
<b>ROA</b>	Return On Assets	$ROA_t$ et $ROA_{t+1}$ sont les rentabilités des actifs respectivement de l'année t et l'année t+1.
	<b>Calcul à partir de Worldscope (WS) :</b> $ROA = TF.ReturnOnAssets$	
<b>C-Score</b>	Mesure du conservatisme conditionnel (Khan et Watts, 2009)	$C - Score_{i,t} = \hat{\varphi}_1 + \hat{\varphi}_2 Size_{i,t} + \hat{\varphi}_3 M/B_{i,t} + \hat{\varphi}_4 Lev_{i,t}$ Les coefficients estimés $\hat{\varphi}_1, \hat{\varphi}_2, \hat{\varphi}_3$ et $\hat{\varphi}_4$ sont issus de l'estimation de la régression (5).
<b>Size</b>	La taille	$Size = \ln(\text{Capitalisation boursière})$
	<b>Calcul à partir de Worldscope (WS) :</b> Capitalisation boursière = $TF.YrEndMarketCap$	
<b>M/B</b>	Le ratio Market to book	$M/B = \text{Capitalisation boursière} / \text{Capitaux propres}$
	<b>Calcul à partir de Worldscope (WS) :</b> Capitaux propres = $WS.TotalCommonEquity$	
<b>Lev</b>	Le ratio d'endettement	$Lev = \text{Total dettes} / \text{Capitalisation boursière}$
	<b>Calcul à partir de Worldscope (WS) :</b> Total dettes = $WS.TotalDebt$	

Source : Auteur

### 3. Présentation de l'échantillon

Le modèle de Basu (1997) et le modèle de Khan & Watts (2009) recourent à des données boursières (les cours et les capitalisations boursières) et des données comptables (le résultat net, les capitaux propres, les créances clients, les immobilisations ...). Les cours boursiers sont collectés directement à partir de la base de données Datastream. Pour les variables comptables, 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, 511 entreprises françaises, dont les données boursières et financières sont recensées par la base de données Datastream, ont été retenues. De part la spécificité de leur réglementation, les institutions financières (les banques, les assurances, les sociétés de placement,...) ont été éliminées. Initialement une période d'étude de 20 ans, de 1996 à 2015, a été retenue. Néanmoins, en réduisant la période à 16 ans, soit de 2000 à 2015, la taille de l'échantillon est maximisée. Pour cette période, ne sont retenues que les entreprises dont les données sont complètes. Dans un souci de maximisation de la taille de l'échantillon et pour minimiser le biais de cylindrage, les entreprises ayant au maximum deux années d'observations manquantes sont réintégrées. Un panel non cylindré de 331 entreprises est retenu. L'échantillon final de l'étude est constitué de 331 entreprises françaises cotées ou qui ont été cotées sur l'Euronext Paris et ce pendant la période allant de 2000 à 2015. D'où un total de 5245 observations (firme –année).

Les firmes de l'échantillon sont réparties selon le système de classification Industry Classification Benchmark (ICB) de l'Euronext en 9 secteurs. 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. La répartition des entreprises de l'échantillon selon leurs marchés de cotation sur l'Euronext Paris traduit une dominance des entreprises cotées sur le marché Eurolist (89%) contre 7% sur le marché Alternext et 4% sur le marché libre. 43% des entreprises de l'échantillon Eurolist ont une capitalisation boursière inférieure à 150 millions d'euros (compartiment C). Le reste des entreprises sont réparties à part égal entre les deux compartiments A et B.

#### 4. Présentation et interprétation des résultats

##### 4.1. Les mesures du conservatisme conditionnel

Pour déceler la pratique du conservatisme conditionnel par les entreprises françaises, deux mesures sont utilisées : le coefficient de Basu issu du modèle de Basu (1997) et le C-Score issu du modèle de Khan & Watts (2009).

##### 4.1.1. Le coefficient de Basu

Les statistiques descriptives des variables comptables, boursières et dichotomiques du modèle de Basu (1997) sont présentées dans le tableau 2. L'analyse descriptive de l'évolution de ces variables permet d'avoir une idée sur l'évolution du conservatisme conditionnel.

**Tableau 2 : Statistiques descriptives des variables du modèle de Basu (1997)**

	Variable	Médiane	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
<b>Période</b> <b>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	-	-	-

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 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, en données de Panel, du modèle de Basu (1997)<sup>2</sup> sont donnés par le tableau 3.

<sup>2</sup> Les tests de normalité des variables (Test de Shapiro-Wilk / Test de Shapiro-Francia), montrent qu'aucune variable (EBEI/CB, R et  $DR \times R$ ) ne suit la loi Normale. D'où le recours au test non paramétrique de corrélation de Spearman. Ce dernier indique une corrélation positive et significative respectivement entre le résultat EBEI/CB et le rendement R (0,325) et le résultat EBEI/CB et la variable  $DR \times R$ . Une forte corrélation négative et significative est observée entre le rendement R et la variable muette DR (-0,862). Enfin, le test de la Variance Inflation Factor (FIV) n'indique aucun problème de multicollinéarité (VIF < 10 pour les trois variables dépendantes).

**Tableau 3 : Résultats des estimations du modèle de Basu (1997)<sup>3</sup>**

Variables indépendantes	Signe prévu	Période
		2000-2015
DR	?	0,001 (0,401)
R	-	<b>0,019***</b> (0,000)
DR × R	+	<b>0,027***</b> (0,000)
Constante	?	0,054*** (0,000)
Nbr. d'observation		5245
Test de Wald modifié		3,4e+06***
Chi2 (331)		(0,000)
Test de Wooldridge		35,736*** (0,000)
Test de Wald Chi2 (3)		203,03*** (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

La statistique du test de Wald Chi2 est significative au seuil de 1% ce qui indique que le modèle est globalement significatif. La constante du modèle est significativement positive (1%). Selon Giner & Rees (2001), une constante positive et faible est un indicateur de conservatisme ex-ante. Il indique la reconnaissance graduelle des bonnes nouvelles des périodes antérieures. Ce type de conservatisme est indépendant des nouvelles. Il est lié aux états financiers.

Les coefficients  $\beta_0$  et  $\beta_1$  sont significativement positifs (1%). Aussi bien les bonnes que les mauvaises nouvelles sont constatées immédiatement. En outre, 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%). Cela signifie que les entreprises françaises cotées pratiquent le conservatisme conditionnel. Ce constat est conforme aux

<sup>3</sup> Le modèle de Basu (1997) a été estimé en donnée de Panel. Les tests de spécifications indiquent la prédominance du modèle à effet fixe. Néanmoins, le test de Wald modifié indique la présence d'hétéroscédasticité et le test de Wooldridge montre la présence d'autocorrélation des erreurs d'ordre 1 pour les estimations issues de l'échantillon global et de l'échantillon Post-IFRS. Au vue de ces résultats, les trois régressions issues du modèle de Basu (1997) ont été estimées par la méthode des Moindres Carrés Généralisés (MCG) avec correction de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation des erreurs AR(1).

résultats de Ding & Stolowy (2006) qui ont prouvé que durant les années 90, les firmes françaises pratiquaient le conservatisme comptable.

#### 4.1.2. Le C-Score

La mesure C-Score est issue du modèle de Khan & Watts (2009). Ce dernier est estimé par la technique d'estimation, en deux étapes, de Famas & Macbeth (1973). Initialement utilisée pour estimer les modèles d'évaluation des actifs financiers (MEDAF), cette méthode consiste à mener une série de régressions annuelle en coupe transversale. Ensuite, les coefficients moyens sur la période sont relevés et leur niveau de significativité est évalué sous l'hypothèse qu'il s'agit de valeurs indépendantes. Cette méthode permet la variation annuelle des paramètres estimés, mais rend difficile les tests d'ensemble de la validité des relations observées. L'approche de Famas-Macbeth (1973) suppose que les coefficients estimés au cours du temps sont indépendants. Cette hypothèse pose problème si les coefficients estimés sont fortement corrélés à travers le temps (Cochrane, 2001). Il est donc impératif d'étudier l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des résidus. Les résultats du test d'hétéroscédasticité de White (1980) traduisent l'existence d'hétéroscédasticité pour toutes les années de l'étude à l'exception de l'année 2008. Le test de l'autocorrélation d'ordre 1 de Durbin-Watson montre l'absence d'autocorrélation d'ordre 1 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. Au vue des ces résultats, l'équation (5) est estimée selon la méthode cross-section de Famas-Macbeth (1973) avec correction de l'hétéroscédasticité basée sur la technique de Newry & West (1987). Les résultats de l'estimation sont illustrés dans le tableau 4. Ils correspondent à des valeurs moyennes des 16 régressions annuelles estimées et ce aussi bien pour les coefficients de la régression que pour le coefficient de détermination  $R^2$ . Les coefficients nécessaires à l'estimation de la variable C-Score semblent avoir les signes prédits. En outre, trois parmi les quatre variables d'intérêt sont significatives. Le coefficient de la variable ( $DR \times R$ ) est significativement positif au seuil de 5%. Ce résultat est compatible avec l'hypothèse de pratique de conservatisme conditionnel par les entreprises françaises. En outre, le coefficient de la variable ( $DR \times R \times Size$ ) est significativement négatif (5%) ce qui semble montrer que les grandes entreprises ne sont pas conservatrices. Ce résultat est conforme à celui de LaFond & Watts (2008) qui préconisent que les grandes entreprises ont tendance à publier les bonnes nouvelles plus rapidement que les mauvaises nouvelles. Le coefficient de la variable ( $DR \times R \times M/B$ ), non significatif, présente un signe conforme aux prédictions. Le conservatisme des entreprises à forte croissance n'est pas confirmé. Enfin, le

coefficient relativement significatif ( $p$ -value = 0,14), de la variable ( $DR \times R \times LEV$ ) est positif comme prévu. Ainsi, les entreprises endettées tendent à être conservatrices.

**Tableau 4 : Résultats de l'estimation du modèle de Khan & Watts (2009) par la méthode Famas-Macbeth (1973)**

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**

Les résultats sont comparables à ceux des études de références de Li & Zhang (2015) et de Watts & Khan (2009). Avec un coefficient de détermination moyen  $R^2$  de 26,21%, la significativité globale du modèle estimé est supérieure respectivement à celle de Watts & Khan (2009) (24%) et Li & Zhang (2015) (13,55%).

#### 4.2. Les implications différentielles du conservatisme conditionnel

Les statistiques descriptives des variables relatives aux tests des hypothèses des implications différentielles du conservatisme sur la persistance des accruals et leurs composants sont résumées dans le tableau 5. Les valeurs médianes et moyennes des variables  $ROA(t+1)$  et  $ROA(t)$  sont relativement identiques (une variation de 0,1% contre une variation de 1% pour l'étude de référence de Li & Zhang (2015)). Les valeurs moyennes et médianes de la variable C-Score qui mesure le conservatisme conditionnel sont supérieures à celles de l'étude de Li & Zhang (2015). Les entreprises françaises semblent être plus conservatrices que les entreprises américaines. L'écart-type relativement élevé de la variable C-Score indique une forte

dispersion de la pratique du conservatisme conditionnel par les entreprises constituant l'échantillon<sup>4</sup>.

**Tableau 5 : Statistiques descriptives des variables relatives aux implications différentielles du conservatisme sur la persistance des accruals et leurs composants**

Variable	Ndr d'obs.	Médiane	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
ROA (t+1)	4914	0,040	0,030	0,088	-0,394	0,264
ROA (t)	4914	0,041	0,031	0,090	-0,405	0,258
C_Score	4914	0,159	0,174	0,232	-0,249	1,315
TACC	4914	0,022	0,044	0,224	-0,617	1,003
ΔWC	4914	0,002	0,003	0,078	-0,271	0,292
ΔNCO	4914	0,009	0,025	0,104	-0,277	0,497
ΔFIN	4914	0,003	0,014	0,124	-0,381	0,518

Les variables sont définies comme suit :

ROA(t+1) et ROA(t) sont respectivement les ratios Returns On Assets de l'année t+1 et de l'année t.

C-Score est la mesure du conservatisme conditionnel telle qu'élaborée par Watts & Khan (2009).

TACC est le total accruals.

ΔWC, ΔNCO et ΔFIN sont respectivement les trois composants du total accruals : les accruals d'exploitation, les accruals non courant d'exploitation et les accruals financiers.

Toutes les variables sont standardisées par le total actif moyen.

Les données, extraites de Worldscope, couvrent la période 2000-2014

**Source : Auteur**

En moyenne, Le total accruals (TACC) représente 4,4% du total actif moyen réparti comme suit : 0,3%, 2,5% et 1,4% du total actifs sont respectivement des accruals d'exploitation (ΔWC), des accruals non courant d'exploitation (ΔNCO) et des accruals financiers (ΔFIN). En examinant les valeurs des écart-types, les accruals d'exploitation (ΔWC) ont les plus faibles variations alors que les accruals financiers (ΔFIN) et les accruals non courant d'exploitation (ΔNCO) sont les plus fluctuants ; ce qui est conforme aux résultats de Richardson, et al., 2005. Analogiquement à Li & Zhang (2015), la corrélation entre les différentes variables est examinée. Le test de Shapiro-Wilk réfute l'hypothèse de normalité des variables ; d'où le recours au test de corrélation de Spearman (Tableau 6).

De part leur construction (Richardson, et al., 2005), les trois composants des accruals (ΔWC), (ΔNCO) et (ΔFIN) sont positivement et significativement corrélés au total des accruals (TACC). La non significativité de la corrélation entre les accruals d'exploitation et les accruals non courant d'exploitation suggère que les entreprises constituant l'échantillon mènent leurs activités d'exploitation courante et non courante de manière indépendante. En

<sup>4</sup> Une étude effectuée sur ce même échantillon a montré que le degré de conservatisme conditionnel est tributaire du marché de cotation (une pratique propre au marché Eurolist) et des secteurs d'activité de l'entreprise (cinq parmi les huit secteurs constituant l'échantillon sont conservateurs).

effet, les opérations de financement qui les relient sont prises en considération à travers un composant à part entière.

**Tableau 6 : Matrice de corrélation de Spearman**

	ROA (t+1)	ROA (t)	C-Score	TACC	$\Delta$ WC	$\Delta$ NCO	$\Delta$ FIN
ROA (t+1)							
ROA (t)	0,653*** (0,000)						
C-Score	-0,235*** (0,000)	-0,287*** (0,000)					
TACC	0,145*** (0,000)	0,300*** (0,000)	-0,082*** (0,000)				
$\Delta$ WC	0,087*** (0,000)	0,228*** (0,000)	-0,006 (0,652)	0,457*** (0,000)			
$\Delta$ NCO	0,111*** (0,000)	0,246*** (0,000)	-0,121*** (0,000)	0,600*** (0,000)	0,010 (0,449)		
$\Delta$ FIN	0,070*** (0,000)	0,138*** (0,000)	-0,018 (0,205)	0,784*** (0,000)	0,171*** (0,000)	0,304*** (0,000)	

\*\*\* Significativité au seuil de 1%

Source : Auteur

La relation entre la variable C-Score et respectivement le total accruals et les accruals non courant d'exploitation est significativement négative alors qu'elle est non significative pour les deux autres composants du total accruals. Analogiquement à Li & Zhang (2015),  $ROA_t$  et  $ROA_{t+1}$  sont positivement et significativement corrélés au total accruals et ses trois composants.

La démarche progressive de Li & Zhang (2015) a été adoptée pour évaluer l'impact différentiel du conservatisme sur les accruals et leurs composants. L'équation (7) et ses variantes sont des modèles dynamiques estimés sur données de Panel par la méthode des Moments Généralisés (GMM)<sup>5</sup>. Au vue de la littérature il existe deux estimateurs GMM : l'estimateur GMM en première différence (Arrelando & Bonde, 1991) et l'estimateur GMM en système (Blundel & Bonde, 1998)<sup>6</sup>. Blundell et Bond (1998) ont montré, à l'aide des simulations de Monte Carlo, que l'estimateur des GMM système est plus efficace que l'estimateur des GMM en différence. Ce dernier produit des estimateurs biaisés principalement pour les petits échantillons car la différenciation en niveau élimine les

<sup>5</sup> Cette méthode permet à la fois de contrôler les effets spécifiques individuels et temporels et de palier aux biais d'endogénéité des variables surtout lorsqu'il existe un ou plusieurs retards de la variable dépendante figurant comme variable explicative.

<sup>6</sup> Ces deux estimateurs ont chacun des variantes à une et deux étapes. Un estimateur en deux étapes est plus précis que celui en une étape car il tient compte de la structure de la matrice des variances covariances des erreurs (Goaied & Sassi, 2012).

variations inter-entreprise et ne prend en compte que les variations intra-entreprise. De ce fait, l'estimateur GMM en système (Blundel & Bond, 1998) est privilégié. Par soucis de comparaison, l'estimateur GMM en différence (Arellano & Bond, 1991) a été utilisé et les résultats sont comparables. Deux tests sont associés à ces deux estimateurs :

- Le test de validité des instruments (Sargan/Hansen)
- Le test d'absence de corrélation sérielle des résidus (Arellano & Bond) : Pour les données de panel, un AR(1) est attendu mais le modèle serait invalide si une corrélation AR(2) est détectée.

Les résultats des estimations de l'équation (10) et ses variantes par l'estimateur GMM en système (Blundel & Bond, 1998) et des tests associés sont donnés par le tableau 7.

Toutes les régressions sont significatives (1%) (Test de Wald Chi<sup>2</sup>). Pour toutes les régressions, le coefficient de la variable C-Score $\times$  ROA mesure l'impact différentiel du conservatisme comptable sur la persistance des cash flows. Il est significativement négatif (1%). Bien que non conforme aux résultats de Li et Zhang (2015), ce constat traduit une asymétrie de reconnaissance des pertes et des gains, propre aux cash flows et préconisée par Basu (1997) et Pae (2005, 2007).

Les résultats des estimations de la régression (a) montrent que le coefficient estimé de la variable TACC (-0,026) est significativement négatif (1%). De part, leur réversibilité, les accruals réduisent la persistance des résultats futurs. En effet, il existe une corrélation négative entre les accruals passés et présents (DeFond & Park, 1997). Cette propriété d'auto dénouement se traduit par la capacité des accruals à modifier la temporalité du résultat mais sur une période donnée la somme algébrique des résultats est constante (Healy ; 1985, p.89).

La première hypothèse stipule que le conservatisme affecte la persistance des accruals. Le coefficient de la variable C-Score  $\times$  TACC (Régression (a)) est de 0,048 ; il est significativement positif (10%). Cette significativité relative s'explique par les impacts différentiels du conservatisme sur les trois composants des accruals qui peuvent se neutraliser mutuellement Li & Zhang (2015, p.20). Ainsi, le conservatisme conditionnel augmente la persistance des accruals.

L'examen des résultats de la régression (b) montre que les accruals d'exploitation ( $\Delta$ WC) réduisent considérablement la persistance des résultats futurs (Coefficient  $\Delta$ WC = -0,163 ; p-value=0,000). Ce constat va dans le sens du résultat de la régression (a) : Les accruals réduisent la persistance des résultats futurs. En outre, le composant d'exploitation du total accruals est le plus prépondérant des trois composants.

**Tableau 7 : Résultats relatifs aux implications différentielles du conservatisme sur la persistance des accruals et ses composants : Estimateur GMM en système**

Var. Indépendantes	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
	Coefficient (p-value)				
Constante	0,011*** (0,000)	0,010*** (0,000)	0,012*** (0,000)	0,011*** (0,000)	0,011*** (0,000)
ROA	0,956*** (0,000)	0,965*** (0,000)	0,940*** (0,000)	0,921*** (0,000)	0,987*** (0,000)
C-Score	-0,012* (0,080)	-0,013* (0,066)	-0,013* (0,065)	-0,014** (0,048)	-0,015** (0,036)
C-Score × ROA	-2,317*** (0,000)	-2,345*** (0,000)	-2,249*** (0,000)	-2,236*** (0,000)	-2,351*** (0,000)
TACC	<b>-0,026***</b> (0,000)				
C-Score × TACC <sub>i</sub>	<b>0,048*</b> (0,071)				
ΔWC		<b>-0,163***</b> (0,000)			<b>-0,179***</b> (0,000)
C-Score × ΔWC		<b>0,396***</b> (0,000)			<b>0,398***</b> (0,000)
ΔNCO			<b>-0,049***</b> (0,001)		<b>-0,072***</b> (0,000)
C-Score × ΔNCO			0,026 (0,639)		0,059 (0,344)
ΔFIN				0,010 (0,284)	<b>0,043***</b> (0,000)
C-Score × ΔFIN				-0,001 (0,979)	-0,072 (0,117)
Nombre d'obs.	4583	4583	4583	4583	4583
Test de Wald	1306,86*** (0,000)	1395,31*** (0,000)	1284,63*** (0,000)	1310,63*** (0,000)	1474,54*** (0,000)
Chi2 (5)	138,96	138,05	140,715	140,115	140,131
Test de Sargan/Hansen	0,0105	0,0121	0,008	0,008	0,008
Test Arellano et Bond	AR(1) -7,793*** (0,000)	AR(1) -7,753*** (0,000)	AR(1) -7,895*** (0,000)	AR(1) -7,912*** (0,000)	AR(1) -7,989*** (0,000)
	AR(2) 1,4654 (0,1428)	AR(2) 1,5481 (0,1216)	AR(2) 1,4442 (0,1487)	AR(2) 1,4444 (0,1486)	AR(2) 1,5929 (0,1112)

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

Le modèle estimé (a) :

$$ROA_{it+1} = \alpha_{10} + \alpha_{11}ROA_{it} + \alpha_{12}C - Score_{it} + \alpha_{13}C - Score_{it} \times ROA_{it} + \alpha_{14}TACC_{it} + \alpha_{15}C - Score_{it} \times TACC_{it} + \varepsilon$$

Les modèles estimés (b), (c), (d) et (e) :

$$ROA_{it+1} = \alpha_{20} + \alpha_{21}ROA_{it} + \alpha_{22}C - Score_{it} + \alpha_{23}C - Score_{it} \times ROA_{it} + \alpha_{24}Accruals\ Comp_{it} + \alpha_{25}C - Score_{it} \times Accruals\ Comp_{it} + \varepsilon$$

Les variables sont définies comme suit :

ROA(t+1) et ROA(t) sont respectivement les ratios Returns On Assets de l'année t+1 et de l'année t.

C-Score est la mesure du conservatisme conditionnel telle que élaborée par Watts & Khan (2009).

TACC est le total accruals.

Accruals Comp. est respectivement les accruals d'exploitation ΔWC (b), les accruals non courant d'exploitation ΔNCO (c), les accruals financiers ΔFIN (d) et les trois composants à la fois (e).

Toutes les variables sont standardisées par le total actif moyen.

Les données, extraites de Worldscope, couvrent la période 2000-2014

Source : Auteur

Le coefficient estimé de la variable  $C\text{-Score} \times \Delta WC$  est de l'ordre de 0,396. Il est élevé, significativement positif (1%). Ce résultat est contraire à Li & Zhang (2015) qui obtiennent un coefficient positif et non significatif. Ainsi, le conservatisme conditionnel augmente sensiblement la persistance des accruals d'exploitation. Ce constat est validé par Wakil & Alam (2014) mais que pour les entreprises ayant un niveau élevé d'accruals.

Les accruals non courant d'exploitation ( $\Delta NCO$ ) réduisent la persistance des résultats futurs (Coefficient  $\Delta NCO = -0,049$  ;  $p\text{-value}=0,000$ ) ; ce qui va dans le sens du résultat de la régression (a). Outre cela et analogiquement à Li & Zhang (2015), le coefficient estimé de la variable  $C\text{-Score} \times \Delta NCO$  est positif et non significatif (Régression (c)). De ce fait, le conservatisme conditionnel n'affecte pas la persistance des accruals non courant d'exploitation.

Les accruals financiers ( $\Delta FIN$ ) n'affectent pas la persistance des résultats futurs (Coefficient  $\Delta FIN = 0,010$  ;  $p\text{-value}=0,284$ ) et contrairement à Li & Zhang (2015), le coefficient estimé de la variable  $C\text{-Score} \times \Delta FIN$  est positif et non significatif (Régression (d)). Par conséquent, le conservatisme conditionnel n'affecte pas la persistance des accruals financiers.

Le résultat majeur des régressions univariées est que le conservatisme conditionnel augmente la persistance des accruals et plus précisément des accruals d'exploitation. En effet, le conservatisme conditionnel est neutre quant à la persistance des accruals non courant d'exploitation et des accruals financiers. Ce constat persiste après l'estimation de la régression multivariée (e) regroupant les trois composants des accruals. Ce résultat est en partie conforme à celui de Li & Zhang (2015). En effet, ces derniers ont montré que seule la persistance des accruals financiers  $\Delta FIN$  est affectée significativement à la baisse par le conservatisme.

La validation de la première hypothèse est mitigée. En effet, le conservatisme augmente la persistance des accruals et plus précisément les accruals d'exploitation et n'affecte pas la persistance des deux autres composants des accruals. Li & Zhang (2015) expliquent l'ambiguïté des résultats par une discrétion managériale lors de l'application de la convention de prudence pour la comptabilisation des différents composants des accruals. Pour tester cette hypothèse alternative et analogiquement à Li & Zhang (2015), un test de sensibilité des résultats aux sept sous composants (Actifs et passifs) des trois composants principaux des accruals est mené. En effet, selon Richardson et al. (2005), l'application du conservatisme diffère selon les éléments d'actifs et le de passifs d'un même composant des accruals.

L'équation (10) est estimée pour chacun des sept sous composants des accruals. Ces régressions sont estimées en deux étapes, par la méthode des Moments Généralisés (GMM) en système. Les résultats des estimations et les tests associés sont donnés par le tableau 8. Les accruals, de part leurs composants actifs ( $\Delta COA$ ,  $\Delta NCOA$ ,  $\Delta STI$  et  $\Delta LTI$ ), réduisent la persistance des résultats futurs (significativité à 1% et 10%) et les accruals, de part leurs composants passifs (à l'exception de  $\Delta NCOL$ )<sup>7</sup>, l'augmentent. La méthode de calcul des accruals (éléments d'actifs – éléments de passifs) combinée à la réversibilité des accruals expliquent ce résultat. Analogiquement au constat antérieur, le conservatisme augmente la persistance des deux composants des accruals d'exploitation ( $C\text{-Score} \times \Delta COA = 0,362$  (p-value=0,000) et  $C\text{-Score} \times \Delta COL = 0,106$  (p-value=0,076)) (Wakil & Alam, 2014). L'impact du conservatisme sur les deux composants des accruals d'exploitation est différent (Richardson, et al., 2005). En effet, le conservatisme est plus facilement applicable pour les éléments d'actifs d'exploitation (Stocks, Créances d'exploitation,..) que pour les éléments de passifs d'exploitation (Dettes d'exploitation, autres passifs courants,...).

Conformément au résultat précédent, le conservatisme conditionnel n'affecte pas la persistance des sous composants (actif et passif) des accruals non courants d'exploitation et des accruals financiers (Régressions univariées) à l'exception des Placements et autre actifs financiers ( $\Delta STI$ ) (Régression (e)). En effet, le coefficient estimé  $C\text{-Score} \times \Delta STI$  est significativement positif (10%) : Le conservatisme conditionnel affecte à la hausse la persistance des accruals ( $\Delta STI$ ). Ainsi, la neutralité du conservatisme conditionnel quant à la persistance des accruals financiers est à nuancer. Les conclusions issues de la régression multivariée (h) nuancent relativement les résultats des régressions univariées. Ainsi, tous les sous composants des accruals contribuent significativement à la persistance des résultats futurs soit à la hausse ( $\Delta COL$ ,  $\Delta NCOL$  et  $\Delta FINL$ ) soit à la baisse ( $\Delta COA$ ,  $\Delta NCOA$ ,  $\Delta STI$  et  $\Delta LTI$ )<sup>8</sup>. A l'exception de la persistance des accruals d'exploitation non courant actif  $\Delta NCOA$  et de celle des accruals financiers non courant actif  $\Delta LTI$ , la persistance des cinq autres sous composants des accruals est affectée par le conservatisme : à la hausse pour les accruals d'exploitation actif ( $\Delta COA$ ) et les accruals financiers courant actif ( $\Delta STI$ ) et à la baisse pour

<sup>7</sup> La neutralité du composant passif des accruals non courant d'exploitation  $\Delta NCOL$  est expliquée par sa faible amplitude par comparaison au composant actif  $\Delta NCOA$ .

<sup>8</sup> L'exception des accruals non courant d'exploitation passif  $\Delta NCOL$ , observée pour la régression univariée (d) est atténuée par la régression multivariée (h).

les trois autres composants (les accruals d'exploitation passif  $\Delta\text{COL}$ , les accruals non courant d'exploitation passif  $\Delta\text{NCOL}$  et les accruals financiers passif  $\Delta\text{FINL}$ ).

**Tableau 8 : Résultats relatifs aux implications différentielles du conservatisme sur la persistance des sous composants des accruals : Estimateur GMM en système.**

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)
<b>Var.indépendantes</b>	<b>Coefficient (p-value)</b>							
Constante	0,011*** (0,000)	0,010*** (0,000)	0,012*** (0,000)	0,011*** (0,000)	0,011*** (0,000)	0,011*** (0,000)	0,011*** (0,000)	0,011*** (0,000)
ROA	0,979*** (0,000)	0,936*** (0,000)	0,940*** (0,000)	0,921*** (0,000)	0,927*** (0,000)	0,923*** (0,000)	0,932*** (0,000)	1,094*** (0,000)
C-Score	-0,013* (0,073)	-0,009 (0,191)	-0,013* (0,065)	-0,012* (0,092)	-0,011 (0,118)	-0,015** (0,034)	-0,014* (0,054)	-0,02*** (0,004)
C-Score × ROA	-2,41*** (0,000)	-2,29*** (0,000)	-2,24*** (0,000)	-2,22*** (0,000)	-2,26*** (0,000)	-2,24*** (0,000)	-2,25*** (0,000)	-2,45*** (0,000)
$\Delta\text{COA}$	<b>-0,12***</b> (0,000)							<b>-0,30***</b> (0,000)
C-Score × $\Delta\text{COA}$	<b>0,362***</b> (0,000)							<b>0,552***</b> (0,000)
$\Delta\text{COL}$		-0,009 (0,644)						<b>0,213***</b> (0,000)
C-Score × $\Delta\text{COL}$		<b>0,106*</b> (0,076)						<b>-0,24***</b> (0,001)
$\Delta\text{NCOA}$			<b>-0,05***</b> (0,001)					<b>-0,16***</b> (0,000)
C-Score × $\Delta\text{NCOA}$			0,026 (0,639)					0,117 (0,116)
$\Delta\text{NCOL}$				<b>0,100***</b> (0,001)				<b>0,293***</b> (0,001)
C-Score × $\Delta\text{NCOL}$				-0,014 (0,881)				<b>-0,283**</b> (0,016)
$\Delta\text{STI}$					<b>-0,04***</b> (0,006)			<b>-0,12***</b> (0,000)
C-Score × $\Delta\text{STI}$					<b>-0,28***</b> (0,000)			<b>0,306***</b> (0,002)
$\Delta\text{LTI}$						<b>-0,106**</b> (0,015)		<b>-0,30***</b> (0,000)
C-Score × $\Delta\text{LTI}$						-0,214 (0,323)		<b>0,116</b> (0,686)
$\Delta\text{FINL}$							<b>0,033*</b> (0,089)	<b>0,237***</b> (0,000)
C-Score × $\Delta\text{FINL}$							-0,062 (0,364)	<b>-0,33***</b> (0,000)
Nombre d'obs.	4583	4583	4583	4583	4583	4583	4583	4583
Test de Wald	1253*** (0,000)	1394*** (0,000)	1284*** (0,000)	1501*** (0,000)	1344*** (0,000)	1396*** (0,000)	1352*** (0,000)	2284*** (0,000)
Chi2 (5)	134,8165 (0,019)	142,191 (0,0064)	140,715 (0,008)	140,065 (0,008)	139,068 (0,008)	143,441 (0,005)	137,364 (0,013)	146,078 (0,003)
Sargan/Hansen	-7,75*** (0,000)	-7,92*** (0,000)	-7,89*** (0,000)	-7,84*** (0,000)	-7,85*** (0,000)	-7,84*** (0,000)	-7,96*** (0,000)	-8,26*** (0,000)
Test Arellano et Bond	AR(1) 1,6313 (0,1028)	1,5811 (0,1139)	1,4442 (0,1487)	1,3927 (0,1637)	1,3922 (0,1639)	1,3847 (0,1661)	1,407 (0,1594)	1,143 (0,2528)

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

Les modèles estimés (a), (b), (c), (d), (e), (f), (g) et (h) :

$$ROA_{it+1} = \alpha_{20} + \alpha_{21}ROA_{it} + \alpha_{22}C - Score_{it} + \alpha_{23}C - Score_{it} \times ROA_{it} + \alpha_{24}Accruals\ Comp_{it} + \alpha_{25}C - Score_{it} \times Accruals\ Comp_{it} + \varepsilon$$

Les variables sont définies comme suit :

ROA(t+1) et ROA(t) sont respectivement les ratios Returns On Assets de l'année t+1 et de l'année t.

C-Score est la mesure du conservatisme conditionnel telle que élaborée par Watts & Khan (2009).

TACC est le total accruals.

Accruals Comp est respectivement les accruals d'exploitation actif  $\Delta COA$  (a), les accruals d'exploitation passif  $\Delta COL$  (b), les accruals non courant d'exploitation actif  $\Delta NCOA$  (c), les accruals non courant d'exploitation passif  $\Delta NCOL$  (d), les accruals financiers actif courant  $\Delta STI$  (e), les accruals financiers actifs non courant  $\Delta LTI$  (f),

Les accruals financiers passif  $\Delta FINL$  (g) et les sept composants à la fois (h).

Toutes les variables sont standardisées par le total actif moyen.

Toutes les variables sont standardisées par le total actif moyen.

Les données, extraites de Worldscope, couvrent la période 2000-2014

### Source : Auteur

Pour la régression univariée (b), le conservatisme affecte à la hausse la persistance des accruals d'exploitation passif ( $\Delta COL$ ) alors que le constat inverse est obtenu par la régression multivariée (h). De même, pour la régression univariée (e), le conservatisme affecte à la baisse la persistance des accruals financiers courant actif ( $\Delta STI$ ) alors que le contraire est donné par la régression multivariée (h). Comme cette dernière régression tient compte des éventuelles interactions entre les différents composants des accruals, comme le préconisent Li & Zhang (2015), les constatations issues de la régression multivariée (h) sont retenues. L'impact du conservatisme sur la persistance des composants des accruals est plus prononcé (en valeur absolue) pour la régression univariée que pour la régression multivariée ; ce qui corrobore l'hypothèse d'une éventuelle interaction entre les composants des accruals.

En outre, le conservatisme n'affecte pas la persistance des accruals financiers ( $\Delta FIN$ ) mais affecte la persistance de deux de ces trois composants : un à la hausse ( $\Delta STI$ ) et l'autre à la baisse ( $\Delta FINL$ ). Ainsi, la neutralité du conservatisme quant à la persistance des accruals financiers est due à deux impacts comparables mais de sens contraire du conservatisme sur les deux composants  $\Delta STI$  et  $\Delta FINL$  qui s'annulent mutuellement. Malgré que le conservatisme réduise sensiblement la persistance des accruals non courants d'exploitation passif, le composant principal n'est pas affecté. Ce résultat est dû à une caractéristique de l'échantillon. En effet, les accruals non courant d'exploitation sont largement constitués du composant actif. Ce dernier, n'étant pas affecté, réduit voire annule le conservatisme du composant passif. De ce fait, la neutralité du conservatisme quant à la persistance des accruals non courant d'exploitation est due à un composant actif, non conservateur mais dominant, qui atténue le conservatisme d'un composant passif insignifiant.

Enfin selon l'hypothèse H2, le conservatisme conditionnel réduirait la persistance des accruals peu fiables plus (moins) que la persistance des accruals très fiables. Les résultats de

la régression multivariée (h) montrent que le conservatisme réduit la persistance de trois accruals qui sont les accruals d'exploitation passif ( $\Delta\text{COL}$ ), les accruals non courant d'exploitation passif ( $\Delta\text{NCOL}$ ) et les accruals financiers passif ( $\Delta\text{FINL}$ ). Selon Richardson et al. (2005), les deux premiers accruals sont peu fiables par comparaison au dernier qui est très fiables. En valeur absolue, l'examen des coefficients d'interaction  $C\_Score \times \text{Accruals comp.}$  de la régression multivariée (h) de ces trois accruals montrent que le conservatisme réduit plus la persistance des accruals très fiables ( $\Delta\text{FINL}$ ) que des accruals peu fiables ( $\Delta\text{COL}$ ) et ( $\Delta\text{NCOL}$ ). Ainsi, le conservatisme réduit plus la persistance des accruals très fiables que celles des accruals peu fiables.

### **Conclusions**

Ce travail traite de l'interaction probable entre deux voies de recherche en comptabilité qui sont l'anomalie des accruals et le conservatisme comptable. La problématique de cette recherche combine deux constats comptables : le conservatisme est à l'origine de la faible persistance des accruals dans le résultat futur et les accruals se décomposent en trois composants de degré de vérifiabilité différents (Richardson et al., 2005). De ce fait, il existe un impact différentiel du conservatisme sur la persistance des accruals et leurs composants.

Pour traiter cette problématique, La démarche de Li & Zhang (2015) a été reprise et appliquée au contexte français. Conceptuellement, le point fort de leur méthodologie est la combinaison de deux mesures du conservatisme à savoir le modèle de Basu (1997) et le modèle de Khan & Watts (2009). Économétriquement, l'estimation de leur modèle par la méthode cross-section de Fama-Macbeth (1973) permet de réduire les biais des estimations.

L'échantillon de l'étude est un Panel non cylindré de 331 entreprises françaises cotées à l'Euronext Paris pour la période 2000 à 2015. Partant de deux mesures du conservatisme conditionnel, le coefficient de Basu et le C-Score, les résultats confirment la pratique du conservatisme conditionnel par les entreprises constituant l'échantillon. En outre et conformément aux résultats de Wakil & Alam (2014), les entreprises françaises opèrent le conservatisme conditionnel pour augmenter la persistance des accruals, plus précisément les accruals d'exploitation. Le test de sensibilité des résultats aux sous composants des accruals confirme le constat initial mais révèle que le conservatisme réduit la persistance respective du composant passif financier (fiable) et du composant passif d'exploitation non courant (peu fiable) : le conservatisme réduit plus la persistance des accruals très fiables que celles des accruals peu fiables.

Cette étude empirique présente aussi biens des points forts que des points faibles. Les atouts de ce travail sont principalement la taille de d'échantillon, l'utilisation d'une mesure exhaustive des accruals (Richardson et al. 2005), le recours à deux mesures du conservatisme conditionnel (le coefficient de Basu et le C-Score). La principale limite émane d'une hypothèse implicite de la démarche de Li & Zhang (2015) stipulant une relation linéaire entre le conservatisme et la persistance des accruals ce que réfute Lee & Hsieh (2015). En effet, ces derniers ont mis en évidence une relation non linéaire entre le conservatisme et la persistance des accruals.

### **Bibliographies**

- Allouch F. (2018)**, Le capital immatériel de l'entreprise entre complexité conceptuelle et conservatisme comptable, *Revue du Contrôle de la Comptabilité et de l'Audit*, N°6, pp.20-35.
- Arellano M. & Bond S. (1991)**, Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, N° 2, pp. 277-297.
- Assadi G.H., Nooreini M.M.N. et Sarfaraz M. (2018)**, The Impact of Conservatism on Persistence of Accruals, *Quarterly financial accounting journal*, Vol. 9, N° 36, pp. 32-52.
- 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. (2006)**, The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition, *Journal of Accounting Research*, Vol. 44, N° 2, pp. 207-242.
- Bandyopadhyay S.P., Chen C., Huang A.G. et Jha R. (2010)**, Accounting conservatism and the temporal trends in current earnings' ability to predict future cash flows versus future earnings: evidence on the trade-off between relevance and reliability, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 27, N° 2, pp. 413-460.
- Basu S. (1997)**, The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings, *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 24, pp. 3-37.
- Blundell R. & Bond S. (1998)**, Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, Vol. 87, pp. 115-143.
- Chen J., Lobo G., Wang Y. et Yu L. (2011)**, Loan Collateral and Accounting Conservatism, Working Paper University of Colorado.
- Cochrane J.H., (2001)**, Asset pricing, book Published by Princeton University.
- Collins D.W. & Hribar P. (2000)**, Earnings-based and accrual-based market anomalies: one effect or two? *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 29, pp. 101-123.
- Dechow P.M. & Ge W. (2006)**, The persistence of earnings and cash flows and the role of special items: Implications for the accrual anomaly, *Review of Accounting Studies*, Vol. 11, N° 2, pp. 253-296.

**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.

**Dopuch N., Seethamraju C. et Xu W. (2010)**, The pricing of accruals for profit and loss firms, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 34, N° 4, pp. 505-516.

**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.

**Fairfield, P. (2006)**, Discussion of “The persistence of earnings and cash flows and the role of special items: Implications for the accrual anomaly”, *Review of Accounting Studies*, Vol. 11, pp. 297-303.

**Fama E.F. & MacBeth J.D. (1973)**, Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests, *Journal of Political Economy*, Vol. 81, N° 3, pp. 607-636.

**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.

**Goaied M. & Sassi S. (2012)**, *Econométrie des données de panel sous STATA*, 1<sup>ère</sup> Edition.

**Guay W. & Verrecchia R. (2006)**, Discussion of an economic framework for conservative accounting and Bushman and Piotroski, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 42, N° 1-2, pp. 149-165.

**Haghighi Fard A.A.S. (2016)**, Examining the conditional conservatism and accruals persistence of the listed companies in Tehran stock exchange, *International Journal of Advanced Biotechnology and Research (IJBR)*, Vol. 7, Special Issue N° 4, pp. 796-800.

**Healy P.M. (1985)**, The effect of bonus schemes on accounting decisions, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 7, pp. 85-107.

**LaFond R. & Watts R.L. (2008)**, The Information Role of Conservatism, *The Accounting Review*, Vol. 83, N° 2, pp. 447-478.

**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.

**LaFond R. & Watts R.L. (2008)**, The Information Role of Conservatism, *The Accounting Review*, Vol. 83, N° 2, pp. 447-478.

**Lee S-H & Hsieh C-C, (2015)**, The nonlinear relationship between accruals persistence and accounting conservatism, *Journal of Accounting Review*, Vol. 60, N° , pp. 35-71.

**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.

**Li Y., & Zhang W. (2015)**, Conditional conservatism and persistence of accrual components, *Revue canadienne des sciences de l'administration* Vol. 32, pp. 15-29.

**Lobo G. J., Parthasarathy K. et Sivaramakrishnan S. (2008)**, Growth, Managerial Reporting Behavior, and Accounting Conservatism, Working Paper.

**Motlagh H.S. & Motlagh S.S. (2017)**, The effect of conservatism on accrual and stock return, Bulletin de la Société Royale des Sciences de Liège, Vol. 86, Special édition, pp. 587- 601.

**Newey W.K & West K.D. (1987)**, A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, Econometrica, Vol. 55, N° 3, pp. 703-708.

**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.

**Pae J. (2007)**, Unexpected accruals and conditional accounting conservatism, Journal of Business Finance & Accounting, Vol. 34, N° 5-6, pp. 681-704.

**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.

**Ramanna K., & Watts, R.L. (2012)**, Evidence on the use of unverifiable estimates in required goodwill impairment. Review of Accounting Studies, Vol. 17, N° 4, pp. 749-780.

**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.

**Sloan R.G. (1996)**, Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? The Accounting Review, Vol. 71, N° 3, pp. 289-315.

**Wakil G. & Alam P. (2014)**, Conservatism, Accrual Persistence Asymmetry, and Stock Returns, Canadian Academic Accounting Association (CAAA) Annual Conference .

**Watts, R.L. (1993)**, A proposal for research on conservatism, Working Paper, University of Rochester.

**Watts, R.L. (2003)**, Conservatism in accounting part I: Explanations and implications, Accounting Horizons, Vol. 17, N° 3, pp. 207-221.

**Xie H. (2001)**, The mispricing of abnormal accruals, The Accounting Review, Vol. 76, N° 3, pp. 357-373.