

## LES COMPAGNIES ALGÉRIENNES D'ASSURANCES GÈRENT-ELLES LEURS RÉSULTATS COMPTABLES ?

Louiza MEHAR\*

Received : 25/11/2014 / Revised : 26/06/2018 / Accepted : / 09/07/2018

Corresponding authors : [l.mehar@hotmail.fr](mailto:l.mehar@hotmail.fr)

### RÉSUMÉ

L'objectif de cet article est d'étudier le comportement des dirigeants de compagnies algériennes d'assurance en matière de gestion des résultats comptables. Notre méthodologie qui reproduit celle de Burgstahler et Dichev (1997) consiste à observer les distributions de résultats et de variation des résultats sur un échantillon de 11 compagnies algériennes d'assurances.

Cette analyse laisse apparaître une tendance de gestion des résultats à la hausse pour deux raisons essentielles : éviter les pertes d'une part et éviter les baisses de résultats d'une autre part.

### MOTS CLÉS :

Gestion des résultats, seuils comptables, distributions des résultats, secteur des assurances.

CODES JEL : M41, G22.

---

\* École supérieure de commerce

## ABSTRACT

This paper investigates the extent to which the biased application of accounting discretion by managers of insurance companies affects the results. We reproduce the methodology of Burgstahler et Dichev (1997) to observe the distribution of results and variation in results using a sample of Algerian insurance companies. This analysis reveals that managers of insurers manage the results to avoid losses on one side and to avoid bad results on the other side.

## KEY WORDS :

Earnings management, accounting thresholds, results distribution, insurance sector.

CODES JEL : M41, G22.

## ملخص

الغرض من هذه الدراسة هو تحليل سلوك رؤساء شركات التأمين الجزائرية في مجال إدارة الأرباح. منهجيتنا مستوحاة من دراسة (Burgstahler & Dichev 1997)؛ هذه الأخيرة تركز على دراسة توزيع النتائج والتغيرات في النتائج على عينة من شركات التأمين الجزائرية. نتائج الدراسة تؤكد ميل رؤساء المؤسسات إلى تسيير الحسابات من أجل تفادي نشر نتائج سلبية من جهة وتجنب نشر نتائج ضعيفة من جهة أخرى.

## الكلمات المفتاحية:

تسيير النتائج، العتبات المحاسبية، توزيع النتائج، قطاع التأمين.

تصنيف جال: M41, G22

Plusieurs scandales récents de dissimulations comptables, tels que l'affaire d'Enron aux États Unis, Vivendi-Universal en France, Nortel au Canada, Parmalat à l'Italie et l'affaire Khalifa ainsi que plusieurs scandales à répétition qui touchent la majorité des secteurs en Algérie, ont semé le doute sur la qualité de l'information comptable.

De nombreuses études ont été effectuées dans le monde anglo-américain et qui ont traité la gestion des résultats comptables. Ces recherches tentent essentiellement à analyser la gestion des résultats dans certaines circonstances spécifiques, particulièrement liées aux rémunérations incitatives des dirigeants.

Depuis la fin des années 1990, les chercheurs en comptabilité se sont intéressés aux distributions des résultats publiés par les entreprises. Burgstahler et Dichev (1997) ont été les premiers à étudier l'hypothèse de gestion des résultats basée sur les seuils. Ce courant de littérature s'appuie sur un postulat fondamental, il s'agit d'étudier l'allure des distributions de résultats. Dans ce cadre, les chercheurs présupposent, quelle que soit la loi de distribution, que cette dernière devrait être lisse en absence de gestion des résultats (Burgstahler et Dichev, 1997; Degeorge; Patel et Zeckhauser, 1999; Brown, 2001; Burgstahler et Eames, 2003; Mard, 2004; Brown et Caylor, 2005; Coppens et Peek, 2005; Burgstahler; Hail et Leuz, 2006 et McNichols et Nelson, 2007).

Dans le cadre de notre étude, nous analysons le recours des compagnies algériennes d'assurances à la gestion du résultat comptable. Deux hypothèses fondamentales seront testées : l'hypothèse de la gestion des résultats pour éviter les pertes et la gestion des résultats pour éviter une baisse de résultat. Un panel représentatif de compagnies algériennes d'assurances constitue le corpus de l'analyse menée dans le présent article.

## **1. GESTION DES RÉSULTATS COMPTABLES**

Dans la mesure où les informations financières sont des éléments cruciaux sur les marchés financiers, et en dépit de la flexibilité des normes comptables, les managers des entreprises jouissent d'une certaine latitude à gérer les résultats comptables.

L'analyse des stratégies de gestion du résultat nécessite de tester les relations qui peuvent exister entre les déterminants de la préférence pour une configuration du résultat et les techniques comptables de gestion du résultat.

### **1.1. La théorie positive de comptabilité**

L'incapacité de la recherche traditionnelle à expliquer les pratiques de gestion des résultats comptables a été à l'origine de la formulation d'une théorie positive essentiellement fondée sur le paradigme de l'utilité contractuelle de l'information comptable (Watts et Zimmerman, 1978).

Cette théorie stipule que les managers des sociétés sont opportunistes et gèrent leurs résultats de façon à atteindre des chiffres fixés préalablement, tout en respectant les règles comptables.

La théorie positive s'est fixé comme objectif le développement des hypothèses sur les facteurs qui influencent les pratiques comptables et de tester empiriquement la validité de ses hypothèses. Il s'agit selon Casta (2009) de : rendre compte des facteurs associés aux choix de méthodes particulières, mettre en évidence les motivations de la politique comptable menée par les dirigeants; prévoir les choix de méthodes comptables effectués par les dirigeants en fonction des caractéristiques des entreprises; et d'expliquer, par ailleurs, le processus d'élaboration des normes comptables.

Selon Watts et Zimmerman (1978), il existe trois groupes d'objectifs pour la gestion des résultats, il s'agit de : contrôler les coûts politiques; minimiser les coûts de financement; maximiser la richesse des dirigeants.

Il est clair que la théorie positive ne permet pas de définir un cadre général puisque ses hypothèses ne sont valables que dans les cas extrêmes. Christenson(1983) démontre que l'objet de la théorie positive s'intéresse seulement à prédire le comportement des dirigeants en matière de choix des méthodes comptables.

## **1.2. La gestion des accruals discrétionnaires**

Hayn, (1995); Burgstahler et Dichev, (1997); Holland et Ramsay, (2003) et Jacob et Jorgensen, (2007) ont mis en évidence le rôle informationnel des accruals en général et ceux des accruals discrétionnaires en particulier. Certains ont testé cette relation d'une manière directe en reposant sur une hypothèse essentielle : «il est possible de l'évaluer». À cet égard, la notion des ajustements comptables «accruals»<sup>1</sup> s'est imposée. Les «accruals» étant censés être les composants du résultat les plus aisément manipulables.

Healy (1985) était le premier à retenir les accruals comme indicateurs de la gestion des résultats. Il souligne que les accruals représentent la somme des ajustements comptables aux cash-flows de l'entreprise permis par les organismes de normalisation.

Selon Chalayer et Dumontier (1996) les accruals sont constitués de tous les produits et les charges enregistrées au compte de résultat et qui n'ont donné lieu à aucun flux au cours de l'exercice. Il s'agit des charges et produits calculés (dotations aux amortissements, dotations et reprises de provisions.) et des charges et produits décalés (éléments constitutifs de la variation du besoin en fonds de roulement.

Le problème avec les accruals c'est qu'ils varient pendant le cycle normal de l'activité, ils sont liés au niveau d'activité (accruals non discrétionnaires) et de la part ouverte à la gestion (les accruals discrétionnaires).

---

<sup>1</sup> Le terme anglais " accruals" n'a pas actuellement de traduction en français. Ce terme signifie "accumuler", il est parfois traduit par l'expression: " produit et charges calculés" (Dumontier et Raffournier, 1999). Dans notre mémoire le terme anglais "accruals" est utilisé. En effet, les accruals modifient la temporalité des résultats annoncés.

### 1.3. La gestion des résultats par les seuils

Le cadre conceptuel adopté par Burgstahler et Dichev (1997) repose sur une rationalité limitée des agents. Dans ce cadre, chaque entreprise se fixe un niveau minimum de résultat que le manager est obligé à atteindre. Ces auteurs ont révélé deux seuils :

- Le résultat zéro;
- Le résultat N-1.
- L'étude de Degeorge et al (1999) a permis de révéler un troisième seuil :

#### ➤ Les prévisions des analystes

Plusieurs chercheurs confirment la tendance des dirigeants à gérer les résultats comptables pour deux raisons essentielles :

- Éviter de publier des pertes (Hayn, 1995; Burgstahler et Dichev, 1997; Holland et Ramsay, 2003; Jacob et Jorgensen, 2007);
- Éviter de publier des résultats différents aux attentes des analystes financiers d'une autre part (Burgstahler et Dichev, 1997; Degeorge et al, 1999; Bartov et al, 2002).

D'autres chercheurs ont mesuré les irrégularités afin d'effectuer des comparaisons dans le temps (brown, 2001) et dans l'espace (comparaison internationale) (Daske et al, 2003; Leuz et al, 2003; Glaum et al, 2004), ou entre les différents seuils (Degeorge et al, 1999; Kasznik 1999; Brown et Caylor 2005). Un lien entre la performance de l'entreprise et les seuils comptables a été testé (Degeorge et al, 1999; Mard 2004); et les moyens utilisés pour éviter les seuils ont été identifiés (Degeorge et al; 1999; Dechow et al, 2003; Coppens et Peek, 2005; Roychowdhury, 2006).

## 2. LES HYPOTHÈSES DE GESTION DES RÉSULTATS COMPTABLES

Plusieurs motivations poussent les dirigeants à gérer les résultats, parmi ces motivations nous insisterons dans ce qui suit sur la volonté des dirigeants à éviter de déclarer des pertes ou des résultats faibles.

Nous testerons dans notre étude les hypothèses suivantes<sup>2</sup> :

- **H1** : Les compagnies d'assurance gèrent les résultats comptables à la hausse afin d'éviter les pertes comptables<sup>3</sup> ;
- **H2** : Les compagnies d'assurance gèrent les résultats comptables à la hausse afin d'éviter les baisses des résultats<sup>4</sup>.

### 3. MÉTHODOLOGIE ET ÉCHANTILLON DE TRAVAIL

À partir d'un échantillon des compagnies algériennes d'assurance, nous essayerons de déceler les anomalies les distributions des résultats d'une part et la distribution de variation des résultats d'une autre part.

#### 3.1. L'intérêt de la méthodologie

Selon Healy et Wahlen (1999), l'étude des distributions de résultats présente plusieurs intérêts : d'abord, elle évite l'estimation imparfaite des « accruals »<sup>5</sup> discrétionnaires. De plus, elle permet de prendre en considération l'impact de la gestion des résultats sur les flux de trésorerie. Enfin, elle permet de donner la proportion d'entreprises qui gèrent leurs résultats.

La plupart des études se sont intéressées aux entreprises cotées, mais nous pouvons citer quelques études sur les entreprises non cotées tels que l'étude de Bisson, Dumontier et Janin, (2004) auprès d'entreprises françaises et les études de Coppens et Peek, 2005 ; Burgstahler, Hail et Leuz, 2006) dans un contexte européen.

---

<sup>2</sup> Selon l'hypothèse de la gestion par les seuils, les dirigeants font en sorte que les résultats de leur Entreprise atteignent certains seuils (Burgstahler et Dichev, 1997).

<sup>3</sup> Burgstahler et Dichev (1997) estiment qu'entre 30 et 44% des firmes concernées par des pertes les ont évitées en gérant les résultats.

<sup>4</sup> Plusieurs auteurs ont testé l'hypothèse selon laquelle les dirigeants utilisent les choix comptables afin d'éviter les baisses de résultats (Burgstahler et Dichev, 1997; Degeorge, Patel et Zckhauser, 1999; Moehrl, 2002).

<sup>5</sup> Les accruals représentent la somme des ajustements comptables aux cash-flows de l'entreprise permis par les organismes de normalisation Healy (1985).

Par ailleurs, les irrégularités sont également observées auprès d'échantillons de banques, secteur généralement exclu des études empiriques (schrand et Wong, 2003 ; Shen et Chih, 2005). Ces faits nous ont poussés d'observer les irrégularités dans le contexte algérien et d'analyser la distribution des résultats sur un échantillon composé exclusivement de compagnies d'assurance.

### **3.2. Les tests de la gestion des résultats pour éviter les pertes et les baisses de résultats**

Pour évaluer l'effet de seuil, nous ne procéderons au calcul du nombre d'observations  $n_i$  attendu qui peut exister dans l'intervalle  $i$  juste en dessous du seuil en cas d'absence de gestion des résultats. Nous comparons ensuite cette valeur théorique avec le nombre d'observations réellement constaté ( $n_i$  observé) dans l'intervalle  $i$ . Les tests de discontinuité concernent à la fois la distribution des résultats (H1), et la distribution des variations de résultats (H2). Chaque cas doit faire l'objet d'une analyse spécifique (Degeorge, Patel et Zackhauser, 1999). Nous distinguerons entre :

- L'étude de la distribution des résultats: le seuil attendu est éloigné du sommet de la distribution, il se trouve dans une zone de monotonie de la fonction de densité de probabilité.
- L'étude de la distribution des variations des résultats: le seuil attendu est très proche du sommet de la distribution et la fonction de densité de probabilité n'est pas monotone sur l'intervalle d'analyse.

### 3.2.1. Les tests de discontinuité dans la distribution des résultats

Pour tester notre première hypothèse, nous calculerons  $n_i$  attendu sur la base de la moyenne des valeurs observées dans les intervalles adjacents à l'intervalle  $i$  étudié. Il est à noter qu'il faut distinguer entre la moyenne arithmétique et la moyenne.

#### *i) Le calcul des valeurs attendues à partir d'une moyenne arithmétique des données issues des intervalles adjacents*

La moyenne arithmétique des valeurs observées dans les intervalles adjacents à  $i$  est retenue par (Burgstahler et Dichev, 1997; Degeorge et al, 1999) comme mesure du nombre d'observations attendues. Takeuchi (2004) a démontré que le test de discontinuité utilisé par ces derniers est performant pour les différentes formes de distributions (fonction linéaire, loi normale, loi de chi deux).

Il s'agit de calculer la moyenne arithmétique entre le nombre d'observations relevées dans l'intervalle  $i-1$  et le nombre d'observations relevées dans l'intervalle  $i+1$  ( $n_{i\text{attendu}} = n_{i-1} + n_{i+1}/2$ ). De même, Degeorge et al, (1999) indiquent que cette même valeur peut être calculée sur la base de la moyenne arithmétique du nombre d'observations situé dans les 10 intervalles adjacents à  $i$  (5 intervalles de chaque côté)<sup>6</sup>;

#### *ii) Le calcul des valeurs attendues à partir d'une moyenne pondérée de données issues d'intervalles adjacents*

Cette mesure est basée sur la moyenne pondérée des proportions observées dans les deux intervalles adjacents:  $i-1$  et  $i+1$ . La proportion attendue dans l'intervalle  $i$  est donnée par :

$$P_{i\text{attendue}} = \alpha P_{i-1\text{ observée}} + (1 - \alpha) P_{i+1\text{ observée}}.$$

Où  $P_i = n_i / N$  ( $N$  : nombre total d'observations)

---

<sup>6</sup> Cette méthode représente un avantage par rapport à celle développée par Burgstahler et Dichev (1997), elle prend comme seule hypothèse la régularité des distributions de résultats.

$$\text{Avec } n_{i \text{ attendu}} = \alpha n_{i-1 \text{ observé}} + (1 - \alpha) n_{i+1 \text{ observé}}.^7$$

La détermination du coefficient  $\alpha$  dépend de la pente de la courbe au voisinage de l'intervalle  $i$ . Il est nécessaire d'approximer la partie centrale de la courbe par une distribution normale ayant les mêmes caractéristiques de moyenne et de concentration que la distribution observée (moyenne  $\approx$  médiane  $\approx$  mode).

Nous pouvons déduire le coefficient  $\alpha$  à partir de la relation théorique suivante :  $P_{i \text{ théorique}} = \alpha P_{i-1 \text{ théorique}} + (1 - \alpha) P_{i+1 \text{ théorique}}$

Une fois, ce coefficient est connu, nous calculerons  $n_{i \text{ attendu}}$  pour le comparer ensuite à  $n_{i \text{ observé}}$ .

### 3.2.2. Les tests de discontinuité dans la distribution des variations de résultats

Le seuil étudié se trouve dans un intervalle proche du sommet de la distribution. L'analyse de discontinuité est plus compliquée par rapport au cas précédent. Elle nécessite le calcul de la moyenne pondérée de valeurs adjacentes pour évaluer  $n_{i \text{ attendu}}$ .

### 3.3. L'échantillon de la recherche

Les analyses empiriques des manipulations comptables publiées à ce jour portent principalement sur des entreprises autres que les institutions financières. Cette focalisation reflète la nature particulière de la réglementation appliquée sur les banques et les compagnies d'assurance d'une part, et pour l'accès facile aux bases de données riches et structurées d'une autre part. Ces contraintes ont motivé le choix d'un échantillon des compagnies d'assurance pour tester si ces dernières sont également concernées par les irrégularités de distribution des résultats.

---

<sup>7</sup> Selon Burgstahler et Dichev (1997), cette hypothèse est applicable au cas où  $\alpha=0.5$ .

Notre étude porte sur un échantillon des compagnies algériennes d'assurance<sup>8</sup> (11 compagnies) présentées dans le tableau 1. Le problème est de déterminer la période d'étude optimale.

Beaucoup d'études ont été conduites sur des périodes longues (Beidleman 1973 a réalisé sin étude sur une période de 20 ans, et 15 ans pour Ronen et Sadan (1975)). Toutefois, plus la période est longue, plus on peut craindre des changements de politique comptable<sup>9</sup>.

Nous avons choisi un décalage temporel de six années pour la période 2007-2012, soit 66 observations (compagnie-année). Nous avons choisi d'exclure la compagnie de réassurance, les mutuels ainsi que les compagnies créent après l'année 2006. Au final, l'échantillon de l'étude est composé de 11 compagnies d'assurance, il est présenté dans le tableau 1 :

Tableau 1 : **Présentation des compagnies de l'échantillon**

<b>Nom</b>	<b>Type</b>
a2	Privé
Alliance	Privé
Salama	Privé
Trust	Privé
Ciar	Privé
Gam	Privé
Cardif	Privé
Caar	Publique
Caat	Publique
Cash	Publique
Saa	Publique

---

<sup>8</sup> La compagnie centrale de réassurances ainsi que les mutuelles sont exclues de l'échantillon vue la spécificité de leur activité. Les compagnies créées après 2005 sont également exclues de l'échantillon.

<sup>9</sup> Copeland (1968) estime que l'intervalle de temps optimal permettant d'éviter les erreurs de classification est de l'ordre de 6-8 ans.

Après avoir constitué l'échantillon final, nous avons examiné les rapports annuels (ou documents de référence) des compagnies restantes pour compléter les données relatives à l'analyse. À ce niveau, nous avons choisi un décalage temporel de six années pour la période 2007-2012, car les informations nécessaires pour établir la base de données sont insuffisantes avant l'année 2006. De même, certaines compagnies privées n'ont pas été prises en comptes puisqu'elles sont créées après cette année.

En définitive, nous avons établi une largeur unique de 0.005, arbitraire et commune à toutes les distributions pour les raisons suivantes :

- Elle fait référence à la littérature antérieure ;
- Les limites entre intervalles sont plus simples à interpréter lorsque l'intervalle est un chiffre rond.

#### **4. L'ÉTUDE DE LA GESTION DES RÉSULTATS POUR ÉVITER LES PERTES**

Nous testerons dans cette partie les deux hypothèses de gestion des résultats. Il s'agit d'analyser les distributions des résultats d'une part et la distribution des variations des résultats d'une autre part. D'abord, nous allons analyser la distribution des résultats pour détecter une éventuelle discontinuité au voisinage de zéro. Une fois la discontinuité détectée, nous réaliserons un test statistique en faisant l'hypothèse d'une répartition régulière des observations.

##### **4.1. La distribution des résultats**

L'étude porte sur un échantillon global de 11 compagnies algériennes d'assurance (soit 66 observations) pour la période allant de 2007 à 2012. Dans cette partie, nous calculerons pour chaque entreprise et pour chaque exercice le rapport entre le résultat net et l'actif total.

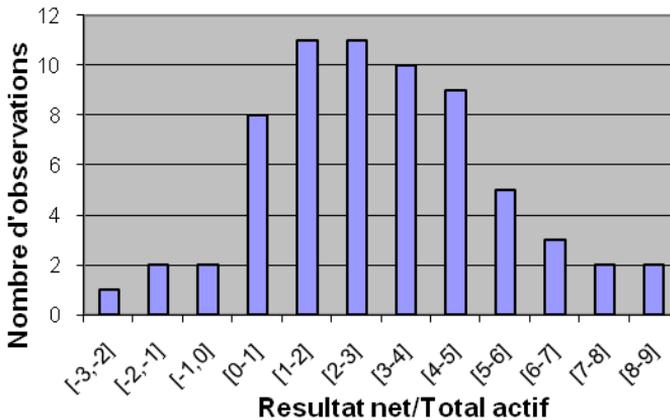
Pour effectuer une analyse pertinente de la distribution des résultats, le choix du pas de la distribution doit respecter les deux conditions suivantes :

- Il doit être plus au moins élevé, cela permettra d'avoir un nombre d'observations suffisant pour chaque intervalle ;
- Il doit être limité pour assurer une bonne précision de l'étude.

Pour notre étude, nous utiliserons un pas de 1% pour la présentation de la distribution des résultats.

La figure suivante représente la distribution des résultats de notre échantillon :

Figure 1: La distribution des résultats



Nous remarquons à partir du graphique que la distribution des résultats de notre échantillon représente une courbe de gausse.

Les caractéristiques de l'échantillon sont résumées dans le tableau1:

Tableau 2 : Les caractéristiques de l'échantillon

Nombre d'observation (N)	66
Moyenne	2,80%
Médiane	2,79%
Type écart	0,02
Coefficient de symétrie (skewness)	0,01
Coefficient de concentration (Kurtosis)	0 ,06

Source: réalisé par l'auteur, sur la base des données collectées

*Pour l'ensemble des compagnies durant une période de 5 ans.  
Il s'agit des résultats publiés par les compagnies dans leurs  
Rapports annuels.*

Le coefficient de symétrie légèrement positif indique une répartition équilibrée entre les valeurs fortement positives et les valeurs fortement négatives. Cependant, le coefficient de concentration positif indique une plus forte concentration des observations par rapport à une loi normale. Nous remarquons aussi une irrégularité pour les valeurs légèrement inférieures à 0 ce qui peut confirmer la gestion des résultats pour éviter les pertes.

#### **4.2. Les tests de la gestion des résultats pour éviter les pertes**

L'hypothèse de travail consiste à calculer d'abord, les valeurs théoriques attendues en l'absence de gestion des résultats dans l'intervalle [-1,0]. Une fois ces valeurs connues, nous les comparons avec les valeurs observées.

##### **4.2.1. Les valeurs théoriques en l'absence de gestion des résultats**

Nous utiliserons la méthode de Burgstahler et Dichev (1997) pour calculer la valeur attendue dans l'intervalle [-1,0]. Nous calculerons d'abord la moyenne arithmétique, puis la moyenne pondérée.

##### *i) Le calcul basé sur la moyenne arithmétique*

Nous utiliserons la formule suivante pour calculer le nombre d'observations attendu:  $n_{[-1,0] \text{ attendue}} = (n_{[-2,-1] \text{ observée}} + n_{[0,1] \text{ observée}})/2$

Avec :

$n_{[-2,-1] \text{ observée}}$  = le nombre d'observations dans l'intervalle [-2,-1] = 2 ;

$n_{[0,1] \text{ observée}}$  = le nombre d'observations dans l'intervalle [0,1] = 8.

Nous pouvons donc déduire :

$$n_{[-1,0] \text{ attendue}} = (2+8)/2 = 5$$

Cette valeur est nettement supérieure à celle observée :  $n_{[-1,0]} = 2$ .

##### *ii) Le calcul basé sur la moyenne pondérée*

Dans cette étape nous calculerons la valeur observée sur la base de la moyenne pondérée :

$$n_{[-1,0]} \text{ attendue} = \alpha n_{[-2,-1]} \text{ observée} + (1 - \alpha) n_{[0,1]} \text{ observée}$$

Pour déterminer le coefficient  $\alpha$ , nous approcherons la partie centrale de la courbe par une distribution normale. Il s'agit de choisir la moyenne et l'écart type pour que le coefficient de concentration soit égal à zéro (comme pour la loi normale). Nous approcherons ainsi, la partie centrale de distribution observée par une distribution normale. La distribution théorique retenue suit une loi normale de moyenne  $m=2.80\%$  et d'écart type  $\sigma = 2.25\%$ .

Nous calculerons maintenant le nombre d'observations théoriques pour chaque intervalle au voisinage de zéro. La distribution théorique va permettre de déterminer le coefficient  $\alpha$  qui vérifie :

$$n_{[-1,0]} \text{ théorique} = \alpha n_{[-2,-1]} \text{ théorique} + (1 - \alpha) n_{[0,1]} \text{ théorique.}$$

$$\text{Ou } p_{[-1,0]} \text{ théorique} = \alpha p_{[-2,-1]} \text{ théorique} + (1 - \alpha) p_{[0,1]} \text{ théorique}$$

$$\text{Soit } \alpha = (p_{[0,1]} \text{ théorique} - p_{[-1,0]} \text{ théorique}) / (p_{[0,1]} \text{ théorique} - p_{[-2,-1]} \text{ théorique})$$

Les valeurs obtenues à partir de cette distribution sont :

$$\begin{aligned} P_{[-2,-1]} \text{ théorique} &= p(-2\% < \text{RNA} < -1\%) \\ &= p[(-2.13-2.8)/2.25 < z < (-1-2.8)/2.25] \\ &= p(-2.13 < z < -1.68) \\ &= p(z < -1.68) - p(z < -1.13) \end{aligned}$$

$$P_{[-2,-1]} \text{ théorique} = 2.92\%.$$

De la même façon, nous pouvons avoir les valeurs théoriques suivantes :  $P_{[-1,0]} \text{ théorique} = 6.15\%$

$$P_{[0,1]} \text{ théorique} = 10.44\%$$

$$\text{D'où } \alpha = (10.44 - 6.15) / (10.44 - 2.99) = 0.570$$

La valeur attendue représente la valeur que l'on devrait observer en l'absence de gestion des résultats, elle est calculée comme suit :

$$\begin{aligned} n_{[-1,0]} \text{ attendue} &= 0.57 \cdot n_{[-2,-1]} \text{ observée} + 0.43 \cdot n_{[0,1]} \text{ observée} \\ &= 0.57 \cdot 2 + 0.43 \cdot 8 \approx 5. \end{aligned}$$

Cette valeur est égale à celle déjà trouvée en utilisant la moyenne arithmétique, elle est nettement supérieure à la valeur observée (2).

Pour tester la signification de ce résultat, nous allons comparer les valeurs observées avec les valeurs attendues déjà calculées.

#### 4.2.2- Test de la différence entre les valeurs théoriques et les valeurs observées

Les résultats précédents laissent apparaître une différence entre les valeurs théoriques et les valeurs observées. Pour tester la significativité statistique de cette différence est donc nécessaire il faut calculer l'écart type de la variable aléatoire obtenue en formant cette différence. Sur la base de l'hypothèse de l'indépendance du nombre d'observations entre les intervalles adjacents, la variance de la différence entre le nombre attendu et le nombre observé est égale à la somme des variances des composantes de cette différence. Elle est donnée par la formule suivante :

$$V_{\text{diff}} = N p_i \text{ observée} (1 - p_i \text{ observée}) + N p_i \text{ attendue} (1 - p_i \text{ attendue})$$

Avec

$$N = 66, P_{[-1.0]} \text{ observée} = 2/66, P_{[-2.-1]} \text{ observée} = 2/66, P_{[0.1]} \text{ observée} = 8/66.$$

$$\text{Cela donne : } V_{\text{diff}} = 6.14 \text{ et donc : } \sigma_{\text{diff}} = (V_{\text{diff}})^{1/2} = 2.48.$$

Pour confirmer l'existence de gestion des résultats, nous devons comparer les valeurs observées aux valeurs théoriques calculées. Pour ce faire, nous utiliserons le z-test comme suit :

$$Z = (\Pi_i \text{ observé} - \Pi_i \text{ théorique}) / \sigma_{\text{diff}}$$

$$z = (2 - 5) / 2.5 = -1.01$$

L'hypothèse nulle de non-gestion de résultat est donc rejetée avec un niveau de signification inférieur à 1%.

#### 4.2.3- Le test corrigé en prenant en compte les transferts d'observations

Nous pouvons faire l'hypothèse que le nombre d'observations dans l'intervalle [0.1] est supérieur à ce qu'il devrait être. Il convient donc de corriger le nombre d'observations dans l'intervalle [0.1] sur la base du nombre d'observations qui devrait se trouver dans l'intervalle [-1.0] en l'absence de gestion des résultats.

Si cette hypothèse est vraie, le nombre des observations théoriques doit être révisé. Nous allons calculer le nombre d'observations ( $n'$ ) qui

se trouvent dans l'intervalle [0.1] et qui auraient dû se trouver dans l'intervalle [-1.0]. Ce nombre va nous permettre d'ajuster le nombre d'observations dans les deux intervalles concernés [-1.0] et [0.1]. Le nombre d'observations dans l'intervalle [-1.0] devient donc  $n_{[-1.0]} + n'$ , et le nombre d'observations dans l'intervalle [0.1] devient  $n_{[0.1]} - n'$ .

Le nombre d'observations attendues dans l'intervalle [-1.0] est donné par la formule suivante :  $\alpha n_{[-2,-1]} \text{ observé} + (1 - \alpha) \cdot (n_{[0,1]} \text{ observé} - n')$ .

Les deux valeurs dans l'intervalle [-1,0] étant égales à l'équilibre, nous pouvons déduire  $n'$  comme suit :

$$n_{[-1,0]} \text{ observé} + n' = \alpha \cdot n_{[-2,-1]} \text{ observé} + (1 - \alpha) \cdot (n_{[0,1]} \text{ observé} - n')$$

D'où  $n' = [\alpha \cdot n_{[-2,-1]} \text{ observé} + (1 - \alpha) \cdot (n_{[0,1]} \text{ observé} - n_{[-1,0]} \text{ observé})] / (2 - \alpha)$

$$n' \approx 2.$$

En remplaçant  $n'$  par sa valeur nous trouvons le nouveau nombre d'observations dans les deux intervalles :

$$n_{[-1.0]} = n_{[-1.0]} \text{ observé} + n' \approx 3 ;$$

$$n_{[0.1]} = n_{[0.1]} \text{ observé} - n' \approx 7.$$

Ces résultats ne permettent pas de confirmer la non-gestion des résultats puisque l'hypothèse nulle est rejetée avec un seuil de signification de 1%. Nous pouvons, par ailleurs, calculer la proportion d'entreprises concernées par la gestion des résultats soit ( $n' / n_{[-1.0]} = 42.48\%$ ). Ce résultat montre qu'une proportion importante des compagnies d'assurance gère les résultats pour éviter des pertes.

## 5. L'ÉTUDE DE LA GESTION DES RÉSULTATS POUR ÉVITER LES BAISES DES RÉSULTATS

Dans cette partie, nous allons tester l'hypothèse selon laquelle les compagnies d'assurance évitent de publier des résultats en baisse (H2). Pour ce faire, nous allons suivre les mêmes étapes comme précédemment. D'abord, nous allons présenter la distribution des variations des résultats pour détecter une éventuelle discontinuité au voisinage de zéro. Ensuite, nous allons tester cette hypothèse statistiquement en faisant certaines suppositions sur la répartition des observations. Enfin, nous analyserons les différents résultats.

### 5.1. La distribution des variations de résultats

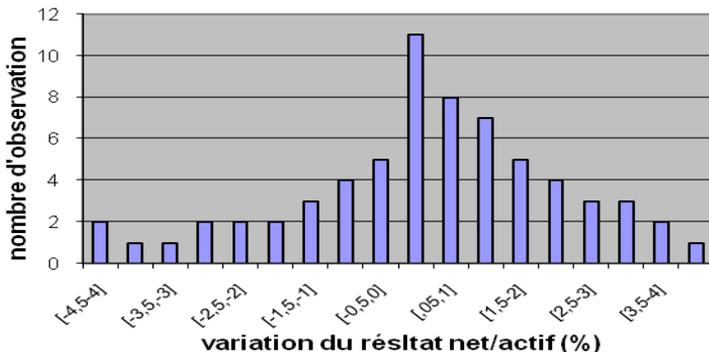
Dans cette partie, nous allons calculer pour chaque entreprise le rapport :

*Résultat net N- Résultat net N-1*

Actif total N

Nous avons donc 66 observations présentées dans la figure 2 avec un pas de 0.5% :

Figure 2: Distribution des variations des résultats



Les caractéristiques de l'échantillon sont présentées dans le tableau 2 comme suit :

Tableau 3 : Les caractéristiques de l'échantillon

<b>Nombre d'observation (N)</b>	<b>66</b>
Moyenne	0,49%
Médiane	0,52%
Type écart	0,02
Coefficient de symétrie (skewness)	0,03
Coefficient de concentration (Kurtosis)	-0,06

Source: réalisé par l'auteur, sur la base des données collectées pour l'ensemble des compagnies durant la période allant de 2006 à 2013.

Il s'agit des variations des résultats publiés par les compagnies dans leurs rapports annuels

À partir du schéma 2, nous remarquons que la distribution des variations des résultats prend la forme d'une courbe « en cloche ». Cependant, le coefficient de concentration est légèrement négatif, ce qui indique une concentration équilibrée autour de la moyenne. Par ailleurs, le coefficient de symétrie faible indique une répartition équilibrée entre les valeurs fortement positives et les valeurs fortement négatives.

Aucune discontinuité apparente n'a été constatée au voisinage de zéro. Cela ne confirme pas l'absence des pratiques de gestion des résultats pour éviter de déclarer les baisses en résultats. Ces pratiques sont moins fréquentes par rapport à celles observées précédemment.

## 5.2. Les tests de la gestion des résultats pour éviter les baisses de résultats

D'abord, nous calculerons les valeurs théoriques en l'absence de gestion des résultats dans l'intervalle  $[-0.5, 0]$ . Ensuite, nous les comparons aux valeurs observées.

### 5.2.1. Les valeurs théoriques en l'absence de gestion des résultats

À partir de la figure 2, nous pouvons constater que le sommet de la distribution se trouve dans l'intervalle  $[0, 0.5]$ . Sur ce dernier, la fonction de distribution n'est pas monotone, elle est d'abord croissante et ensuite décroissante. L'utilisation de la moyenne arithmétique des valeurs observées dans les intervalles adjacents à l'intervalle  $[-0.5, 0]$ , pour calculer le nombre d'observations attendues,

ne permet pas d'avoir des valeurs fiables puisqu'elles se trouvent de part et d'autre du sommet de la distribution.

Pour calculer le nombre d'observations attendues dans l'intervalle  $[-0.5,0]$ , nous utiliserons la moyenne pondérée comme suit:

$$N_{[-0.5,0]} \text{ attendu} = \alpha n_{[-1, -0.5]} \text{ observé} + (1 - \alpha) n_{[0, 0.5]} \text{ observé.}$$

Comme nous l'avons fait pour la distribution des résultats, nous rapprochons la partie centrale de la courbe par une distribution normale de Moyenne ( $m$ ) = 0.49% et Écart type ( $\sigma$ ) = 2.33%.

En appliquant la même procédure comme dans la distribution des résultats et avec un intervalle de largeur 0.5%, nous obtenons les résultats suivants :

$$P_{[-1,-0.5]} \text{ théorique} = 0.63\%, P_{[-0.5,0]} \text{ théorique} = 0.51\%, P_{[0,0.5]} \text{ théorique} = 0.39\%.$$

$$\text{Avec } \alpha = (P_{i+1} \text{ théorique} - P_i \text{ théorique}) / (P_{i+1} \text{ théorique} - P_{i-1} \text{ théorique})$$

$$\alpha = 0.52\%$$

$$\text{Nous avons } n_{[-1,-0.5]} = 4 \qquad n_{[-0.5,0]} = 5 \qquad n_{[0, 0.5]} = 11$$

$$\text{Et donc } : n_{[-0.5,0]} \text{ attendue} = 0.52 * n_{[-1,-0.5]} \text{ observée} + 0.48 * n_{[0, 0.5]} \text{ observée}$$

$$= 0.52 * 4 + 0.48 * 11 \approx 8.$$

Nous remarquons que cette valeur est supérieure à la valeur observée (5). Nous pouvons dire qu'il existe une tendance à la gestion du résultat. La significativité de ce résultat est testée dans la partie suivante.

#### 5.2.2. Test de la différence entre les valeurs théoriques et valeurs observées

Pour tester la significativité statistique de la différence entre les valeurs théoriques et les valeurs observées. Il faut calculer l'écart type comme suit :

$$V_{\text{diff}} = N p_i \text{ observée} (1 - p_i \text{ observée}) + N p_i \text{ attendue} (1 - p_i \text{ attendue}).$$

$$\text{Avec } N = 66, P_{[-1,0]} \text{ observée} = 4/66, P_{[-2,-1]} \text{ observée} = 5/66, P_{[0,1]} \text{ observée} = 11/66.$$

$$\text{Cela donne } : V_{\text{diff}} = 11.38, \sigma_{\text{diff}} = (V_{\text{diff}})^{1/2} = 3.37.$$

$$\text{D'où } : z = (n_i \text{ observé} - n_i \text{ théorique}) / \sigma_{\text{diff}} = -0.68.$$

L'hypothèse nulle de non-gestion des résultats est rejetée avec un seuil de signification de 10%.

### 5.2.3. Le test corrigé en prenant en compte les transferts d'observations

Comme dans le cas de la distribution des résultats, nous faisons l'hypothèse que le nombre d'observations dans l'intervalle  $[0,0.5]$  est supérieur à ce qu'il devrait être, et nous cherchons à trouver le nombre d'observations  $n'$ , qui se trouvent dans l'intervalle  $[0, 0.5]$  et qui auraient dû se trouver dans l'intervalle  $[-0.5,0]$ . Nous commencerons par trouver le nombre d'observations en l'absence de gestion des résultats.

Nous avons donc :  $N_{[-0.5,0]} = n_{[-0.5,0]} \text{ observée} + n'$  ;

Et  $N_{[0,0.5]} = n_{[0,0.5]} \text{ observée} - n'$ .

Nous pouvons donc déduire le nombre d'observations  $n'$  en utilisant la formule suivante:

$$(n_{[-0.5 ; 0]} \text{ observé} + n') / (n_{[0 ; 0.5]} \text{ observé} - n') = n_{[-0.5 ; 0]} \text{ théorique} / n_{[0 ; 0.5]} \text{ théorique}$$

Soit  $n' \approx 2$ .

Cela donne  $N_{[-0.5,0]} = n_{[-0.5,0]} \text{ observée} + n' = 5 + 2 = 7$  ;

$$N_{[0,0.5]} = n_{[0,0.5]} \text{ observée} - n' = 11 - 2 = 9 .$$

Cette correction ne permet pas de rejeter l'hypothèse de la gestion des résultats puisque le test reste significatif. En effet, la proportion des compagnies d'assurance qui gèrent leurs résultats pour éviter d'afficher des résultats en baisse est égale à presque 30% de l'ensemble de l'échantillon.

## CONCLUSION

Cette étude reproduit celles de Burgstahler et Dichev (1997) sur un échantillon des compagnies algériennes d'assurances. Deux séries de données ont été étudiées, la distribution des résultats nets et celles des variations des résultats sur six exercices consécutifs. Il s'agit de confirmer la tendance de ces compagnies à gérer leurs chiffres comptables pour éviter de publier des résultats déficitaires ou des résultats en baisse.

À l'issue de cette étude, la volonté de gérer les résultats semble persister. D'abord, l'analyse des deux séries de distribution des résultats laisse apparaître une irrégularité pour les valeurs légèrement inférieures à zéro, cela confirme la gestion des résultats pour éviter les pertes.

Par ailleurs, les tests mis en œuvre montrent que les compagnies d'assurance tendent à manipuler leur résultat à la hausse pour atteindre certains objectifs fixés par une proportion élevée de dirigeants de ces compagnies. Les tests montrent aussi que les compagnies d'assurance gèrent leurs chiffres comptables, pour éviter d'afficher des résultats en baisse.

Au total, la volonté d'éviter des pertes semble constituer une motivation pour une proportion importante des compagnies d'assurance (jusqu'au 42,48 % des compagnies concernées). Elle semble moins répandue dans le cas de gestion des résultats pour éviter les baisses des résultats (jusqu'au 30 % des compagnies concernées). Ainsi, cette étude confirme la gestion des résultats à la hausse pour des objectifs mobilisés par les dirigeants des compagnies d'assurance.

L'étude des seuils comptables devient un sujet majeur de recherche, il mérite de mobiliser davantage l'attention des chercheurs et des utilisateurs des états financiers. Les recherches futures peuvent se focaliser aussi sur les «accruals» comme mesure de la gestion des résultats dans les compagnies d'assurance.

### Références bibliographiques

Ouvrages et thèses :

**Bisson B., Dumontier P., & Janin R.,** (2004). *Les entreprises non cotées manipulent-elles leurs résultats?*, 3ème colloque international : gouvernance et juricomptabilité, Montréal.

**Mard Y.,** (2002). *Étude des pratiques de gestion de résultats comptables : application empirique sur un échantillon d'entreprises françaises cotées.* Doctorat en sciences de gestion, Paris: Université Paris Dauphine.

**Vidal O.,** (2008). *Gestion du résultat et seuils comptables: impact des choix méthodologiques et proposition d'un instrument de mesure des irrégularités.* Doctorat en sciences de gestion, Paris : École des Hautes Études Commerciales de Paris.

Articles :

**Bartova E. Givoly D. & Haync C.,** (2001). The rewards to meeting or beating earnings expectations. *Journal of Accounting and Economics* 33 (2002) 173-204.

**Brown L.,** (2001). A temporal analysis of earnings surprises: profit versus losses. *Journal of Accounting Research* 39 (2): 221-241.

**Brown L. & Caylor M.,** (2005). A temporal analysis of earnings management thresholds: propensities and valuation consequences. *The Accounting Review* 80, (2): 423-440.

**Burgstahler D. & Dichev I.,** (1997). Earnings management to avoid earnings decreases and losses. *Journal of Accounting & Economics* 24 (1): 99.

**Burgstahler D. & Eames M.,** (2006). Management of Earnings and Analysts' Forecasts to Achieve Zero and Small Positive Earnings Surprises. *Journal of Business Finance and Accounting* 33 (5): 633-652.

**Casta F.,** (2009). Théorie positive de la comptabilité, in *Encyclopédie de la Comptabilité, du Contrôle de gestion et de l'audit*, dirigée par B. C OLASSE, Ed. Economica , 2ème édition, mars 2009, p. 1393-1402.

**Coppens L. & Peek E.,** (2005). An analysis of earnings management by European private firms. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation* 14 (1) : 1-17.

**Daske H. Gebhardt G. & McLeay S.,** (2003). The distribution of earning relative to targets in the European Union. *Accounting & Business Research* 36 (3): 137-168.

**Dechow P. Richardson S. & Tuna I.,** (2003). Why are earnings kinky? An examination of the earnings management explanation. *Review of Accounting Studies* 8 (2/3) : 355-384.

**Degeorge F., Patel J., & Zeckhauser R.,** (1999). Earnings Management to Exceed Thresholds. *The Journal of Business* 72 (1): 1-33.

**Glaum M., Lichtblau K., & Lindemann J.,** (2004). The extent of earnings management in the US & Germany. *Journal of International Accounting Research* 3 (2): 45-77.

**Healy P., & Whalen J.,** (1999). A review of the earnings management literature and its implications for standard setting, *Accounting Horizons*. P2

**Holland D., & Ramsey A.,** (2003). Do Australian companies manage earnings to meet simple earnings benchmarks? *Accounting and Finance* 43 : 41-62.

**Jeanjean T.,** (2001). Incitations et contraintes à la gestion du résultat. *ComptabilitéContrôle Audit* 7 (1): 61-76.

**Kasznik R.,** (1999). On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37 (1) : 57-81.

**Leuz C., & Nanda Wysocki, P.,** (2003). Earnings management and investor protection : An international comparison. *Journal of Financial Economics* 69 (3) : 505-527.

**Lopez J., & Rees L.,** (2002). The Effect of Beating and Missing Analysts' Forecasts in the Information Content of Unexpected Earnings. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 17 (2): 155-184.

**Mard Y.,** (2004). Les sociétés françaises cotées gèrent-elles leurs chiffres comptables afin d'éviter les pertes et les baisses de résultats? *ComptabilitéContrôle Audit* 10 (2): 73-98.

**Matsumoto A.,** (2002). Management's Incentives to Avoid Negative Earnings Surprises. *Accounting Review* 77 (3): 483-514.

**Roychowdhury S.,** (2006). Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42 (3) : 335-370.

**Schipper K.,** (1989). Commentary on Earnings Management. *Accounting Horizons* (Vol. 3, No. 4): 91-102.