



Performance sectorielle relative et gestion du résultat comptable

Ramzi Benkraiem

Attaché Temporaire à l'Enseignement et à la Recherche
Centre de Recherche en Gestion, Institut d'Administration des Entreprises
Université Toulouse 1 – sciences sociales
Place Anatole France – 31042 Toulouse Cedex
Ramzi.Benkraiem@univ-tlse1.fr

Résumé : Cet article examine, dans le contexte français, la relation entre les performances sectorielles relatives des sociétés (PSR) et la gestion du résultat comptable (GRC). Il est attendu que le degré de GRC dépende systématiquement des PSR. L'échantillon déployé se compose de 768 sociétés – années observées sur une période de quatre ans (2000 – 2003). Trois méthodes sont utilisées à savoir l'analyse des moyennes, de distribution des moyennes et de régression. Après contrôle d'éventuel problème d'inférences statistiques, les résultats semblent montrer que (1) les dirigeants des sociétés connaissant des mauvaises PSR, contrairement aux autres, ajustent à la hausse la partie discrétionnaire du résultat comptable, (2) la variation de cette partie discrétionnaire dépend directement et négativement de la variation des PSR et (3) les mauvaises PSR incitent, plus que les bonnes PSR, à la GRC. Ces résultats suggèrent que la PSR est un facteur déterminant qui affecte les choix comptables des dirigeants.

Mots clés : Performance sectorielle relative, Résultats comptables non manipulés, Flux de trésorerie d'exploitation, *Accruals* discrétionnaires, Choix comptables.

Abstract: This study empirically examines the relationship between relative earnings performance (REP) defined against industry and discretionary accruals (DA). We assume that the degree of DA depends systematically on REP. Our sample consists of 768 firm–year observations over the period 2000–2003. Three test methods are used: mean accrual difference tests, mean accrual distribution tests and regression analysis. After controlling a potential “backing out problem”, our results support the hypothesis that (1) poor REP firms tend to choose income increasing DA while good REP firms tend to make the opposite; (2) the variations of these DA depend directly and negatively on the variations of REP and (3) the negative relation between DA and REP is particularly more striking for firms with poor REP than for firms characterized otherwise. These results suggest that REP is an important factor affecting managers' accounting choices.

Keywords: Relative earnings performance, Pre-managed earnings, Operating cash flows, Discretionary accruals, Accounting choices.

1- Introduction :

Du fait d'une certaine flexibilité offerte par les normes comptables, les dirigeants des sociétés peuvent s'engager dans des activités souvent qualifiées de « gestion du résultat comptable » (GRC) pour moduler l'information financière à divulguer. En effet, cette modulation consiste à opter pour des décisions comptables qui, tout en étant individuellement conformes au cadre légal, sont globalement orientées vers la réalisation d'objectifs précis. Ce phénomène de GRC est d'actualité en raison de récents scandales financiers. Il met en évidence l'importance du chiffre comptable aussi bien pour les chercheurs que pour les professionnels de la scène financière.

Sur le plan académique, les recherches visant l'étude de la GRC s'inscrivent le plus souvent dans le cadre de la théorie politico-contractuelle. Cette théorie englobe les travaux portant sur les déterminants contractuels, économiques et politiques des choix comptables des dirigeants. Elle est une branche de la théorie positive de la comptabilité qui se réfère à toute la recherche empirique en comptabilité financière (Cormier, 2002).

Plusieurs recherches tant théoriques qu'empiriques ont essayé d'analyser les facteurs qui incitent aux pratiques de GRC (Stolowy et Breton, 2003). Dans ce cadre, Martson et Craven (1998) précisent que les investisseurs ainsi que les analystes financiers exercent une pression sur les dirigeants qui les poussent à prendre des décisions comptables orientées à court terme. En particulier, lorsque les performances financières n'atteignent pas certains objectifs de résultats prédéfinis, les dirigeants peuvent être tentés de pratiquer une GRC afin d'atténuer la visibilité de leur faiblesse (Burgstahler et Dichev, 1997 ; Degorge et Al., 1999 ; Moherle, 2002 ; Mard, 2004). A titre d'exemple en France, Dumontier et Chalayer (1996) identifient des manipulations comptables à la hausse (baisse) en cas de mauvaises (bonnes) performances. En outre, Saboly (2001) et Djama (2003) montrent que le risque de faillite amène les dirigeants des sociétés en difficultés financières à ajuster leurs résultats comptables.

Cette étude a pour ambition de prolonger cette catégorie de recherches. Peu de travaux en France ont envisagé la performance sectorielle relative (PSR) comme facteur de motivation aux pratiques de GRC. Dès lors, nous essayons d'examiner empiriquement la relation entre la PSR et la GRC mesurée par la partie discrétionnaire estimée du résultat comptable.

Pour ce faire, la suite de ce travail sera organisée comme suit : la section 2 présente le cadre théorique et la formulation des hypothèses, la section 3 décrit la méthodologie, la section 4 expose et discute les résultats de cette recherche et la section 5 tient lieu de conclusion.

2- Cadre théorique et formulation des hypothèses :

Nous allons d'abord étudier les PSR (§1) et la GRC (§2) avant d'aborder la relation entre ces deux variables (§3) et finir par formuler les hypothèses qui en découlent (§4).

2-1- Les performances sectorielles relatives:

Les PSR sont censées nous renseigner sur les performances des sociétés comparées à celles du secteur d'activité. L'examen d'une telle variable peut présenter un intérêt particulier. En effet, Porter (1980) avance que les performances du secteur sont un facteur déterminant des performances relatives des sociétés. Holmstrom (1982) ajoute que les sociétés tirent un avantage en comparant leurs performances à celles de sociétés rivales faisant partie du même secteur. Théoriquement, les PSR permettent d'afficher des aspects de la performance que les dirigeants des sociétés, pris individuellement, ne peuvent pas contrôler. Partant de cela, elles peuvent constituer une bonne base pour évaluer le travail du dirigeant en place (Bannister et Newman, 2003).

Dans ce sens, les investisseurs, créanciers et autres parties prenantes se basent souvent sur les PSR au moment de la prise de décision relative à l'allocation de leurs ressources. Ces PSR constituent en quelque sorte un critère de comparaison. Elles leur permettent de mieux valoriser et juger les performances d'une société. En plus, une partie de la rémunération des dirigeants, plus ou moins importante selon les sociétés, peut être indexée aux performances financières réalisées. Ici également, les PSR sont susceptibles d'être utilisées pour déterminer les primes auxquelles auront droit les managers (Bagnoli et Watts, 2000).

Ceci pourrait constituer pour les dirigeants une forte source de motivation pour ajuster leurs propres performances à celles du secteur d'activités et ainsi espérer en tirer un avantage comparatif. Il serait logique de s'attendre à ce que les dirigeants soient attentifs aux PSR, et également à ce que leurs décisions d'ajustement des résultats à publier soient affectées par l'évolution d'une telle variable.

2-2- la gestion du résultat comptable :

Les chercheurs en comptabilité et en finance ont déployé une énergie considérable pour étudier ce phénomène de GRC. Plusieurs méthodes ont alors vu le jour pour les besoins d'analyses et se sont de plus en plus affinées au fil du temps. La GRC peut être définie comme « l'utilisation de la discrétion managériale pour influencer le résultat diffusé auprès des parties prenantes » (Degorge et Al., 1999, p. 2).

Dans ce domaine, les premières recherches ont essayé d'expliquer les raisons qui motivent les dirigeants à choisir une méthode comptable particulière. A titre d'exemple, l'étude peut porter sur le traitement des provisions pour créances douteuses (McNichols et Wilson, 1988). Toutefois, le changement de méthode comptable n'est pas nécessairement le moyen le plus discret de GRC (Chalayer et Dumontier, 1996) et son interprétation demeure assez équivoque. Par la suite, certains chercheurs se sont focalisés sur l'étude d'un ensemble (ou encore un portefeuille) de méthodes. Il s'agit alors d'analyser les répercussions globales de l'ensemble des options comptables retenues. Cette deuxième démarche de recherche permet sûrement de palier certaines insuffisances de la première mais reste, tout de même, entachées de limites, notamment, l'impossibilité de déterminer l'impact de tous les choix comptables que peut faire un dirigeant (Jeanjean, 1999). Compte tenu de ces limites, Healy (1985) développe une

mesure plus adéquate pour mieux appréhender ce phénomène de GRC : les variables d'ajustements comptables, ou encore selon l'expression anglo-saxonne « *Accruals* ». Cette mesure correspond à la différence entre le résultat comptable net et les flux de trésorerie d'exploitation. Elle comprend tous les ajustements qui permettent de passer d'une comptabilité de caisse à une comptabilité d'engagement.

Pour Cormier et Magnan (1995, p. 46), les *Accruals* « mesurent l'incidence globale de tous les choix comptables et, de ce fait, sont plus susceptibles de refléter la gestion stratégique des résultats comptables que la dichotomie changement de politique comptable / aucun changement ».

Il est à signaler, à ce niveau, que l'identification des pratiques de GRC présuppose la possibilité de décomposer les *Accruals* totaux en parties normale et anormale. Seule la composante anormale (ou encore discrétionnaire) est considérée comme dépendante de la discrétion managériale.

2-3- Les études sur les performances sectorielles relatives et la gestion du résultat comptable : un survol

Pyo et Lustgarten (1990) précisent qu'en matière de divulgation d'information comptable, les performances financières d'une société sont susceptibles d'affecter mais aussi d'être affectées par celles d'autres sociétés travaillant sur les mêmes segments d'activités. Ces auteurs évoquent un co-mouvement de transfert d'informations intra sectoriel.

Barabel (1997) montre, à partir d'un échantillon de 109 PDG de grandes sociétés françaises (Chiffre d'affaires supérieur à un milliard), que 60 % siègent dans des associations professionnelles et 46 % sont membres de clubs de dirigeants. Parmi eux, 60,9 % estiment que cela est très utile pour leur travail et constitue une opportunité de recueillir des informations précieuses sur le secteur, notamment, sur la situation des concurrents.

Trueman (1990) montre analytiquement que le dirigeant gagne plus à gérer les résultats quand ses performances sont corrélées à celles du secteur. Selon Park et Ro (2004) ceci implique que si les bénéfices affichés par un secteur d'activités sont élevés, et si un dirigeant divulgue des résultats conséquents alors les investisseurs peuvent croire que ces résultats ne sont pas le fruit d'une GRC même si cela était le cas. D'ailleurs, les résultats de leur recherche le confirment. Ils trouvent que l'ajustement des *Accruals* discrétionnaires est plus prononcé en cas de forte corrélation des résultats avec les performances sectorielles.

Defond et Park (1997) teste empiriquement le modèle théorique de Fudenberg et Tirole (1995)¹ visant l'explication des choix comptables discrétionnaires des dirigeants. Ils prennent comme indicateur de performances les résultats comptables avant toutes manipulations comparés à la médiane de chaque secteur d'activités. Ils considèrent que la performance est bonne (mauvaise) quant les résultats avant manipulations sont supérieurs (inférieurs) à la médiane sectorielle. Ensuite, ils étudient, pour l'année en cours (N) et l'année suivante (N+1)

¹ Selon Defond et Park (1997), l'apport principal du modèle théorique de Fudenberg et Tirole (1995) peut être présenté comme suit : une pauvre performance financière augmente la probabilité de congédier les dirigeants et une bonne performance de l'année en cours ne compense pas les mauvaises performances futures.

la relation entre les PSR et les *Accruals* discrétionnaires. Finalement, ils aboutissent au résultat selon lequel les managers choisissent de gérer les *Accruals* discrétionnaires à la hausse (à la baisse) quant leurs PSR sont mauvaises (bonnes). Le degré (et non le sens) de la GRC dépend également des PSR futures.

De la même façon, De Albornoz et Alcarria (2003) s'inspirent directement des travaux de Defond et Park (1997) et vérifient les mêmes hypothèses dans le contexte espagnole. Après contrôle d'éventuels problèmes d'inférences statistiques et d'erreurs d'estimation des *Accruals* discrétionnaires², ils arrivent à des conclusions semblables. Toutefois, ils trouvent que les pratiques de GRC ne dépendent que partiellement des PSR futures. Ils précisent que « l'hypothèse de lissage des résultats par anticipation des performances futures est dominée par des considérations de l'année en cours. En particulier, la performance financière de l'exercice en cours, considérée toute seule, permet de mieux expliquer les choix comptables discrétionnaires »³.

Dans ce sens également, Peasnell et al. (2000) étudient, entre autres, l'impact des PSR sur les *Accruals* discrétionnaires courts ou encore d'exploitation (*Working capital accruals*). Leurs résultats, sur un échantillon de sociétés anglaises, montrent que les dirigeants connaissant des mauvaises performances ajustent à la hausse les *Accruals* discrétionnaires.

Chung et al. (2005), s'intéressent aussi à l'impact des PSR sur les *Accruals* discrétionnaires, mais s'appuient encore sur une autre mesure. En effet, ils gardent le même principe de calcul de la PSR (performances de la société en question moins la performance médiane du secteur) mais remplacent les résultats comptables non manipulés par les flux de trésorerie d'exploitation. Ils montrent une association négative entre la PSR et les *Accruals* discrétionnaires.

2-4- Les hypothèses de gestion du résultat comptable liées aux performances sectorielles relatives:

En cohérence avec les recherches antérieures, il serait logique, de s'attendre à ce que les dirigeants soient attentifs aux performances du secteur, et également à ce que leurs décisions d'ajustement des résultats à publier soient affectées par l'évolution d'une telle variable.

Nous nous proposons de tester empiriquement, dans le contexte français, la relation entre les PSR et les *Accruals* discrétionnaires.

Les dirigeants faisant face à des mauvaises PSR semblent plus motivés à augmenter les résultats publiés par rapport à leur niveau réel pour atténuer la visibilité de telles performances. Par contre, les dirigeants connaissant des bonnes PSR seraient plutôt incités à minorer les résultats publiés afin de se laisser une plus grande marge de manœuvre pour les périodes à venir.

Egalement, une baisse des PSR devrait se traduire par une plus grande pression pesant sur les dirigeants, et par conséquent, une plus grande motivation à gérer les résultats et vice versa.

² L'association entre les *Accruals* discrétionnaires et les résultats comptables avant manipulations peut augmenter le risque d'inférences statistiques. Les auteurs contrôlent cette éventualité et trouvent que leurs résultats ne semblent pas affectés par ce type de problème (pour plus de détails, voir discussion plus loin).

³ De Albornoz et Alcarria (2003), p. 460 ; traduction personnelle.

Dès lors, l'ampleur des pratiques de GRC devrait être directement conditionnée par les variations progressives des PSR.

Enfin, vu l'intérêt porté par les investisseurs et analystes financiers pour les résultats positifs, les dirigeants devraient être plus incités à augmenter les résultats divulgués en cas de mauvaises PSR qu'à les réduire en cas de bonnes PSR.

Les hypothèses suivantes formalisent ces attentes :

H1 : Les dirigeants des sociétés connaissant des mauvaises (bonnes) PSR ajustent activement à la hausse (à la baisse) les résultats comptables.

H2 : Les variations de la partie discrétionnaire des résultats comptables sont directement et négativement liées à celles des PSR.

H3 : Les mauvaises PSR incitent, plus que les bonnes PSR, à la GRC.

3- Méthodologie :

Après avoir présenté notre échantillon (§1), nous exposons les variables à utiliser (§2) et les analyses à conduire (§3).

3-1- Echantillon :

Le tableau 1 résume les critères de sélection déployés dans le cadre de cette recherche. Les données comptables et financières sont issues de Amadeus. Cette base de données reprend notamment les comptes consolidés de 629 sociétés françaises cotées sur la bourse de Paris. Le choix d'Amadeus s'explique par la classification sectorielle selon la Nomenclature d'Activités de la Communauté Européenne (code NACE) adaptée aux besoins de notre étude. L'échantillon de départ est composé de toutes les sociétés françaises disponibles sur la période 2000-2003 (juste après la réforme du système comptable français de 1999).

Les sociétés financières (codes NACE 65.00 à 67.99) sont écartées vu la spécificité de leurs règles comptables qui rend problématique l'estimation des *Accruals* discrétionnaires.

Les sociétés immobilières et de holding (codes NACE 70.00 à 70.99 et 74.15) sont aussi exclues. En effet, le modèle d'estimation des *Accruals* en coupe transversale intra sectorielle repose sur l'assomption d'homogénéité des sociétés d'un même secteur d'activités. Or, ces sociétés opèrent dans des secteurs variés et exploitent des ressources très diversifiées. Par conséquent, elles violent clairement cette assomption (Koh, 2003).

En outre, compte tenu des analyses à conduire, Amadeus devait nous fournir les éléments comptables nécessaires pour le calcul des *Accruals*. Certaines données devaient être disponibles sur au moins deux années consécutives. Les sociétés dont les informations étaient manquantes sont donc exclues.

Egalement, pour assurer l'efficacité d'estimation des *Accruals* discrétionnaires, les secteurs d'activités avec moins de dix observations par an sont écartés.

Au final, l'échantillon retenu est constitué de 768 sociétés – années réparties sur dix secteurs d'activités (voir annexe 1).

Tableau 1 :
Critères de sélection de l'échantillon

| Critères de sélection | Nb sociétés – années |
|--|----------------------|
| Les sociétés françaises cotées non financières ou assimilées (2000 – 2003) | 1428 |
| Moins | |
| Les sociétés avec informations manquantes pour le calcul des <i>Accruals</i> | (261) |
| Sociétés retenues | 1167 |
| Moins | |
| Les secteurs d'activités avec moins de 10 observations par an | (399) |
| Echantillon final retenu | 768 |

3-2- Variables :

A ce stade, pour apprécier la GRC et les PSR, il convient d'en définir les mesures.

3-2-1- Estimation de la partie discrétionnaire du résultat comptable (*Accruals* discrétionnaires) :

Pour mesurer les *Accruals* discrétionnaires, le travail consiste, dans un premier temps, à calculer les *Accruals* totaux. Pour cela, et sur la même ligné de plusieurs recherches antérieures (Healy, 1985 ; Jones, 1991), nous faisons appel à l'approche bilancielle. Par conséquent, la formule suivante est appliquée pour chaque société et année :

$$\text{AccT}_{it} = (\text{VAR AC}_{it} - \text{VAR ENCAIS}_{it}) - (\text{VAR PC}_{it} - \text{VAR DLT}_{it}) - \text{DotAmotProv}_{it} \quad (1)$$

Où, pour la société *i*, l'année *t* :

| | |
|----------------------------|---|
| AccT_{it} | <i>Accruals</i> totaux ; |
| VAR AC_{it} | Variation de l'actif circulant ; |
| VAR ENCAIS_{it} | Variation des encaisses et comptes assimilés ; |
| VAR PC_{it} | Variation du passif circulant ; |
| VAR DLT_{it} | Variation des dettes à long terme passées au passif circulant ; |
| DotAmortProv_{it} | Dotations aux amortissements et provisions. |

Les *Accruals* totaux ainsi calculés comprennent, comme cela a été évoqué plus haut, une partie normale et une partie anormale seule considérée comme dépendante des choix discrétionnaires des dirigeants. Pour distinguer ces deux composantes, nous employons le modèle de Jones (1991) modifié (Dechow et al., 1995) en coupe transversale intra sectorielle (Bartov et al., 2000)⁴. Nous retenons les secteurs d'activités sur la base du code NACE à deux chiffres et d'un nombre minimum de dix sociétés par secteur :

⁴ Dans leur recherche portant sur la comparaison de différents modèles d'estimation des *Accruals* discrétionnaires, Dechow et al. (1995) n'ont testé que des versions en coupe longitudinale. Bartov et al. (2000) montrent que la coupe transversale intra sectorielle permet de donner des résultats statistiquement meilleurs.

$$\text{AccT}_{it} / A_{it-1} = \beta_1 (1/ A_{it-1}) + \beta_2 [(\text{VAR CA}_{it} - \text{VAR CR}_{it})/A_{it-1}] + \beta_3 (\text{IMMO}_{it} / A_{it-1}) + \varepsilon_{it}^5 \quad (2)$$

Après estimations des paramètres β_1 , β_2 et β_3 , les *Accruals* discrétionnaires sont obtenus par différence entre, d'un côté, les *Accruals* totaux et, de l'autre côté, les *Accruals* non discrétionnaires :

$$\text{AccD}_{it} / A_{it-1} = (\text{AccT}_{it} / A_{it-1}) - (\text{AccND}_{it} / A_{it-1}) \quad (3)$$

$$\text{AccD}_{it} / A_{it-1} = (\text{AccT}_{it} / A_{it-1}) - [b_1 (1/ A_{it-1}) + b_2 ((\text{VAR CA}_{it} - \text{VAR CR}_{it})/A_{it-1}) + b_3 (\text{IMMO}_{it} / A_{it-1})]$$

Où, pour la société i , l'année t :

| | |
|----------------------|---|
| AccD_{it} | <i>Accruals</i> discrétionnaires ; |
| AccND_{it} | <i>Accruals</i> non discrétionnaires ; |
| A_{it-1} | Actif total de l'année $t-1$ ⁶ ; |
| VAR CA_{it} | Variation du chiffre d'affaires ; |
| VAR CR_{it} | Variation des créances clients ; |
| IMMO_{it} | Immobilisations corporelles ; |
| ε_{it} | Terme d'erreur. |

3-2-2- Performance financière sectorielle :

Pour déterminer la PSR, nous faisons appel à deux mesures dérivées du résultat comptable non manipulé et des flux de trésorerie d'exploitation.

Le résultat comptable non manipulé peut être calculé comme suit (Subramanyam, 1996) :

$$\text{RNM}_{it} / A_{it-1} = (\text{RCAI}_{it} / A_{it-1}) - (\text{AccD}_{it} / A_{it-1}) \quad (4)$$

Où, pour la société i , l'année t :

| | |
|--------------------|--|
| RNM_{it} | Résultat non manipulé ; |
| RCAI_{it} | Résultat comptable avant impôts (et éléments extraordinaires). |

Ce résultat non manipulé est censé représenter les « vraies » performances de la société, c'est-à-dire, avant tout exercice de discrétion managériale. Partant de cela, il paraît possible d'exploiter une telle variable pour approcher cette notion de PSR. Nous considérons alors que le résultat comptable non manipulé, comparé à la médiane du secteur, est capable de nous renseigner sur les PSR des sociétés.

Notre premier indicateur de PSR s'écrit donc comme suit :

$$\text{PSR}_{it} / A_{it-1} = (\text{RNM}_{it} / A_{it-1}) - \text{MED}(\text{RNM}) \quad (5)$$

Où, pour la société i , l'année t :

| | |
|--------------------------|--|
| $\text{MED}(\text{RNM})$ | Médiane des résultats comptables non manipulés des sociétés du même secteur d'activités (standardisés par l'actif total $t-1$). |
|--------------------------|--|

⁵ Pour éviter de considérer comme discrétionnaire toute variation du chiffre d'affaires, Dechow et al. (1995) préconisent d'en déduire la variation des créances clients.

⁶ Les variables sont normées par l'actif total de l'année $t - 1$ pour limiter les problèmes d'hétéroscédasticité.

Pour appuyer cette première démarche, nous avons recours également à une deuxième mesure. Nous gardons le même principe de détermination de PSR, mais nous remplaçons cependant les résultats non manipulés par un autre indicateur de performances à savoir les flux de trésorerie d'exploitation.

Notre deuxième indicateur de PSR s'écrit alors comme suit :

$$PSR_{it}/A_{it-1} = (FTE_{it}/A_{it-1}) - MED(FTE) \quad (6)$$

Où, pour la société i , l'année t :

FTE_{it} Flux de trésorerie d'exploitation ;
 $MED(FTE)$ Médiane des flux de trésorerie d'exploitation des sociétés du même secteur d'activités (standardisés par l'actif total $t-1$).

3-3- analyses empiriques :

Trois méthodes d'analyse sont déployées pour tester les hypothèses de GRC :

3-3-1- Analyse des moyennes :

Cette méthode vise à tester la première hypothèse. Elle consiste à utiliser les deux mesures déjà développées pour décomposer l'échantillon en deux groupes selon que la PSR est bonne ou mauvaise.

En se basant sur la première mesure de PSR, nous considérons une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si $(RNM_{it}/A_{it-1}) - MED(RNM) < 0$ et 0 sinon. Nous procédons de la même façon pour la deuxième mesure et envisageons une deuxième variable dichotomique qui prend toujours la valeur 1 si $(FTE_{it}/A_{it-1}) - MED(FTE) < 0$ et 0 sinon.

Bien évidemment, la valeur 1 indique une mauvaise PSR, alors que, la valeur 0 indique, quant à elle, une bonne PSR.

Nous analysons par la suite les moyennes des *Accruals* discrétionnaires pour chaque groupe et effectuons également des tests de différence de moyennes.

Sous l'hypothèse nulle d'absence de GRC, les moyennes des *Accruals* discrétionnaires seraient similaires pour les différents groupes. Par contre, sous l'hypothèse de GRC, les moyennes seraient différentes. Plus exactement, il est attendu que la moyenne des *Accruals* discrétionnaires soit positive pour les groupes faisant face à une mauvaise PSR et négative pour ceux connaissant une bonne PSR et qu'il y ait une différence significative entre les moyennes de ces différents groupes.

3-3-2- Analyse des distributions de moyennes :

La deuxième méthode a comme objectif de vérifier l'hypothèse 2. Elle consiste à subdiviser l'échantillon en plusieurs groupes et à analyser les distributions de moyennes des *Accruals* discrétionnaires à travers ces groupes. Nous choisissons de subdiviser notre échantillon en dix portefeuilles selon l'importance des PSR. Plus concrètement, cela revient à regrouper les sociétés en déciles de $(RNM_{it}/A_{it-1}) - MED(RNM)$ et $(FTE_{it}/A_{it-1}) - MED(FTE)$.

Les dirigeants des sociétés connaissant les plus mauvaises PSR, autrement dit, faisant partie des plus hauts déciles semblent plus motivés à gérer le résultat à la hausse.

Simultanément, les dirigeants des sociétés connaissant les plus bonnes PSR, en d'autres termes, faisant partie des plus bas déciles semblent, quant à eux, plus incités à faire le contraire.

Si la PSR est vraiment un facteur déterminant qui affecte directement les pratiques de GRC, nous nous attendons alors à ce que les moyennes des *Accruals* discrétionnaires soient positives pour les plus hauts déciles et négatives pour les bas déciles. Nous anticipons également une décroissance graduelle des moyennes des *Accruals* discrétionnaires directement liée à la croissance progressive des PSR.

3-3-3 Analyse de régression :

La troisième méthode à utiliser pour tester la dernière hypothèse est l'analyse de régression. Cette méthode permet d'examiner la relation entre les *Accruals* discrétionnaires et les PSR d'une façon plus directe. Elle rend possible également la prise en considération d'un certain nombre de variables de contrôle en relation directe avec la GRC.

Les régressions suivantes seront donc conduites pour l'ensemble des sociétés de notre échantillon :

$$\text{AccD}_{it} = \beta_0 + \beta_1 M(\text{RNM}) + \beta_2 [M(\text{RNM}) \times (\text{RNM}_{it} - \text{MED}(\text{RNM}))] + \beta_3 \text{Taille}_{it} + \beta_4 \text{Endettement}_{it} + \beta_5 \text{FTE}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\text{AccD}_{it} = \beta_0 + \beta_1 M(\text{FTE}) + \beta_2 [M(\text{FTE}) \times (\text{FTE}_{it} - \text{MED}(\text{FTE}))] + \beta_3 \text{Taille}_{it} + \beta_4 \text{Endettement}_{it} + \beta_5 \text{FTE}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\text{AccD}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 B(\text{RNM}) + \alpha_2 [B(\text{RNM}) \times (\text{RNM}_{it} - \text{MED}(\text{RNM}))] + \alpha_3 \text{Taille}_{it} + \alpha_4 \text{Endettement}_{it} + \alpha_5 \text{FTE}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\text{AccD}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 B(\text{FTE}) + \alpha_2 [B(\text{FTE}) \times (\text{FTE}_{it} - \text{MED}(\text{FTE}))] + \alpha_3 \text{Taille}_{it} + \alpha_4 \text{Endettement}_{it} + \alpha_5 \text{FTE}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Où, pour la société *i*, l'année *t* :

$\text{RNM}_{it} - \text{MED}(\text{RNM})$ Résultat non manipulé moins la médiane sectorielle des résultats non manipulés ;

$\text{FTE}_{it} - \text{MED}(\text{FTE})$ Flux de trésorerie d'exploitation moins la médiane sectorielle des flux de trésorerie d'exploitation ;

$M(\text{RNM})$ Variable binaire codée 1 si $\text{RNM}_{it} < \text{MED}(\text{RNM})$, 0 sinon ;

$M(\text{FTE})$ Variable binaire codée 1 si $\text{FTE}_{it} < \text{MED}(\text{FTE})$, 0 sinon ;

$B(\text{RNM})$ Variable binaire codée 1 si $\text{RNM}_{it} > \text{MED}(\text{RNM})$, 0 sinon ;

$B(\text{FTE})$ Variable binaire codée 1 si $\text{FTE}_{it} > \text{MED}(\text{FTE})$, 0 sinon ;

Taille_{it} Logarithme de la capitalisation boursière ;

Endettement_{it} Dettes totales divisées par l'actif total ;

FTE_{it-1} Flux de trésorerie d'exploitation de l'année *t-1*.

Bien entendu, les variables $[RNM_{it} - MED(RNM)]$ et $[FTE_{it} - MED(FTE)]$ représentent les PSR dans leur *globalité*. Par contre, les variables $[M(RNM) \times (RNM_{it} - MED(RNM))]$ et $[M(FTE) \times (FTE_{it} - MED(FTE))]$ expriment les seules *mauvaises* PSR. De la même manière, les variables $[B(RNM) \times (RNM_{it} - MED(RNM))]$ et $[B(FTE) \times (FTE_{it} - MED(FTE))]$ formulent les seules *bonnes* PSR.

Une relation positive entre les *Accruals* discrétionnaires et les variables $M(RNM)$ et $M(FTE)$ serait cohérente avec l'idée selon laquelle les mauvaises PSR stimulent la GRC à la hausse. De la même façon, une relation négative entre ces *Accruals* et les variables $B(RNM)$ et $B(FTE)$ appuierait l'idée selon laquelle les bonnes PSR motivent la GRC à la baisse. Il est attendu que les β_1 soient positifs α_1 négatifs.

Parallèlement, qu'elles soient bonnes ou mauvaises, les PSR devraient être négativement corrélées aux *Accruals* discrétionnaires. Autrement dit, les augmentations de PSR devraient s'accompagner par des baisses d'*Accruals*. Il est attendu que les β_2 et α_2 soient négatifs.

Des coefficients de corrélation des variables $[M(RNM) \times (RNM_{it} - MED(RNM))]$ et $[M(FTE) \times (FTE_{it} - MED(FTE))]$ ainsi que des coefficients de détermination (R^2 ajusté) des régressions 7 et 8 supérieurs respectivement à ceux des variables $[B(RNM) \times (RNM_{it} - MED(RNM))]$, $[B(FTE) \times (FTE_{it} - MED(FTE))]$ et des régressions 9 et 10 montreraient que les mauvaises PSR incitent, plus que les bonnes PSR, à la GRC.

En outre, nous faisons également appel à des variables de contrôle qui sont en relation directe avec la GRC. Il s'agit de la taille de l'entreprise, du niveau d'endettement et des flux de trésorerie d'exploitation de l'exercice précédent.

L'inclusion des variables taille et niveau d'endettement s'explique par les propositions de la théorie positive de la comptabilité (Watts et Zimmerman, 1986). L'hypothèse des coûts politiques prévoit que les dirigeants des grandes sociétés préfèrent les choix comptables qui diffèrent la constatation des revenus présents sur les périodes futures. L'hypothèse de l'endettement stipule que plus une société est endettée, plus ses dirigeants auront tendance à choisir les procédures qui ramènent les produits futurs à l'époque présente.

La prise en considération des flux de trésorerie d'exploitation de l'exercice précédent permet de contrôler un éventuel effet des performances passées sur la GRC (Cormier et Al., 1998).

Toutefois, sur le plan empirique, la relation entre ces variables et la GRC n'est pas tout à fait claire. En effet, plusieurs recherches aboutissent à des résultats différents. Par conséquent, nous ne posons pas d'anticipations de signes.

3-4- Le problème d'inférences statistiques (*Backing out problem*):

L'utilisation des *Accruals* discrétionnaires pour déterminer une variable explicative et, en même temps, comme variable dépendante peut être à l'origine de problème d'inférences statistiques appelé aussi, selon l'expression anglo-saxonne, « *Backing out problem* ».

Lim et Lustgarten (2002) et Elgers et al., (2003) précisent qu'une erreur d'estimation dans la décomposition des *Accruals* totaux en parties discrétionnaire et non discrétionnaire peut être à l'origine de biais statistiques pouvant affecter les résultats finaux.

L'utilisation des résultats non manipulés, par exemple, peut être à l'origine de tels biais. En effet, les RNM peuvent s'écrire aussi (RCAI – AccD). Or, expliquer les variations des AccD en utilisant comme variable, entre autres, les RNM qui se calculent à partir des AccD peut être statistiquement biaisé s'il y a une erreur d'estimation de ces dits AccD.

De Albornoz et Alcarria (2003) font recours aux résultats non manipulés moins la médiane sectorielle pour apprécier les performances financières des différentes sociétés. Pour contrôler ces problèmes d'inférences statistiques, ils font recours à une méthode préconisée par Lim et Lustgarten (2002). Cette méthode consiste à recalculer les résultats non manipulés en remplaçant la composante discrétionnaire des *Accruals* par la composante non discrétionnaire. En cas d'erreurs d'estimation (autrement dit, les *Accruals* discrétionnaires contiennent des *Accruals* non discrétionnaires), ils s'attendent à aboutir finalement aux mêmes résultats que ce soit en utilisant la composante discrétionnaire ou non discrétionnaire. Leurs résultats résistent aux tests de contrôle et montrent que les performances financières conditionnent les pratiques de GRC.

Pour voir si nos résultats ne sont pas induits par des problèmes d'inférences statistiques, nous faisons le choix d'appliquer ces mêmes tests de contrôle.

4- Résultats :

4-1 Statistiques descriptives :

Le tableau 2 présente les statistiques descriptives de certaines variables utilisées dans le cadre de cette recherche.

A part les variables de contrôle relatives à la taille et à l'endettement, toutes les autres variables sont normées par l'actif total de début de période.

Tableau 2 :

Statistiques descriptives de certaines variables sélectionnées :

| | Moyenne | Ecart Type | centiles | | |
|-------------------|----------|------------|----------|----------|----------|
| | | | 25 | 50 | 75 |
| RCAI | ,074555 | ,1231654 | ,006750 | ,062208 | ,139977 |
| FTE | ,095694 | ,1917020 | ,045315 | ,103667 | ,176890 |
| (VAR CA - VAR CR) | ,174371 | ,6666361 | -,032056 | ,075712 | ,253075 |
| IMMO | ,359485 | ,2927371 | ,167003 | ,319962 | ,475568 |
| AccT | -,021138 | ,1979602 | -,098149 | -,034549 | ,030808 |
| AccND | -,027408 | ,0910116 | -,068255 | -,033702 | ,002632 |
| AccD | ,006269 | ,1738696 | -,065026 | ,004356 | ,067759 |
| RNM - MED | -,000795 | ,1850734 | -,067756 | ,000000 | ,077051 |
| FTE - MED | -,011224 | ,1908057 | -,061703 | ,000000 | ,064116 |
| Taille | 3,849422 | 1,7898879 | 2,551204 | 3,532208 | 4,999389 |
| Endettement | ,053605 | ,0752319 | ,011318 | ,026377 | ,060919 |
| FTE t-1 | ,083310 | ,2919546 | ,037586 | ,107758 | ,183557 |

Les résultats comptables ainsi que les flux de trésorerie d'exploitation sont en moyenne et médiane positifs. Les *Accruals* totaux sont négatifs, cela est dû notamment aux dotations d'amortissements et provisions. Les *Accruals* non discrétionnaires sont en moyenne négatifs, leur écart type est de 0,0910. Les *Accruals* discrétionnaires sont plutôt manipulés à la hausse, leur moyenne est de plus de 0,6 % de l'actif total et leur écart type s'élève à 0,1738. Il paraît que « la variabilité » des *Accruals* discrétionnaires est plus importante que celle des *accruals* non discrétionnaires.

La variable taille calculée à partir de la capitalisation boursière s'élève en moyenne à 3,84 et son écart type à 1,78. Elle enregistre la plus haute variabilité.

L'endettement est égal à 0,53 ce qui veut dire que les sociétés de notre échantillon sont en moyenne endettées à hauteur de 5,3 % de l'actif total.

Les flux de trésorerie d'exploitation de l'année précédente ont respectivement une moyenne et une médiane de 0,08 et 0,10 qui sont assez proches de celles de l'année en cours.

4-2- Analyse des moyennes :

L'échantillon est décomposé en deux groupes selon que les PSR sont mauvaises ou bonnes en utilisant nos deux indicateurs de performance dérivés des résultats non manipulés et des flux de trésorerie d'exploitation.

Le tableau 3 expose les moyennes des *Accruals* discrétionnaires pour les sociétés connaissant respectivement des mauvaises et des bonnes PSR.

Tableau 3 :
Moyennes des *Accruals* discrétionnaires

| | RNM < MED (RNM) | N | Moyenne | Ecart type | t | Valeur P |
|------------------|-----------------|-----|----------|------------|--------|----------|
| <i>Accruals</i> | 1 | 381 | ,064859 | ,1953998 | 6,479 | ,000 |
| discrétionnaires | 0 | 387 | -,051412 | ,1255313 | -8,057 | ,000 |

| | FTE < MED (FTE) | N | Moyenne | Ecart type | t | Valeur P |
|------------------|-----------------|-----|----------|------------|--------|----------|
| <i>Accruals</i> | 1 | 389 | ,054603 | ,1979492 | 5,440 | ,000 |
| discrétionnaires | 0 | 379 | -,043339 | ,1274711 | -6,619 | ,000 |

En se basant sur les résultats non manipulés, nous observons, pour les sociétés connaissant des mauvaises PSR, une moyenne positive des *Accruals* discrétionnaires égale à 6,48 % de l'actif total. Par contre, nous enregistrons, pour les sociétés connaissant des bonnes PSR, une moyenne négative égale à - 5,14 %.

Les résultats reposant sur les flux de trésorerie d'exploitation vont dans le même sens et les moyennes enregistrées affichent des valeurs pratiquement similaires.

Ces résultats semblent appuyer l'hypothèse selon laquelle les dirigeants des sociétés connaissant des mauvaises (bonnes) PSR ajustent à la hausse (baisse) leurs résultats comptables.

Le tableau 4 présente, à ce niveau, un examen complémentaire en présentant les analyses de différences des moyennes entre ces deux groupes.

Tableau 4 :
Tests de différences des moyennes des *Accruals* discrétionnaires

| | | Test d'égalité des variances de Levene | | Test-t d'égalité des moyennes | | | | | | |
|---------|-----------------------------------|--|------|-------------------------------|---------|----------|-------------------------|-----------------------------|--|-----------|
| | | F | P | t | df | Valeur P | Différence des moyennes | Différence des écarts types | 95% Intervalle de confiance de la différence | |
| | | | | | | | | | Inférieur | Supérieur |
| RNM<MED | Egalité des variances assumée | 1,259 | ,262 | 9,826 | 766 | ,000 | ,116271 | ,0118329 | ,0930419 | ,1394994 |
| | Egalité des variances non assumée | | | 9,794 | 646,470 | ,000 | ,116271 | ,0118715 | ,0929594 | ,1395819 |
| | | Test d'égalité des variances de Levene | | Test-t d'égalité des moyennes | | | | | | |
| | | F | P | t | df | Valeur P | Différence des moyennes | Différence des écarts types | 95% Intervalle de confiance de la différence | |
| | | | | | | | | | Inférieur | Supérieur |
| FTE<MED | Egalité des variances assumée | 1,758 | ,185 | 8,129 | 766 | ,000 | ,097942 | ,0120483 | ,0742905 | ,1215935 |
| | Egalité des variances non assumée | | | 8,173 | 664,930 | ,000 | ,097942 | ,0119834 | ,0744121 | ,1214719 |

La statistique de Levene ainsi que le seuil descriptif du test de différences des moyennes permettent d'analyser les résultats affichés⁷.

La différence des moyennes des *Accruals* discrétionnaires entre les sociétés connaissant des mauvaises PSR et celles connaissant des bonnes PSR se chiffre à 11,62 % pour le premier indicateur de performance (RNM < MED) et à 9,79 % pour le deuxième (FTE < MED).

A ce niveau également, les résultats trouvés à partir des deux indicateurs de PSR sont assez proches et aboutissent à la même conclusion selon laquelle il existe une différence des moyennes significative et assez importante entre les deux sous-groupes de l'échantillon.

4-3- Analyse des distributions de moyennes :

Cette deuxième méthode consiste à subdiviser l'échantillon total en dix portefeuilles de sociétés sur la base des PSR. Autrement dit, il s'agit de classer ces sociétés, dans un premier temps, en déciles de (RNM – MED), puis dans un deuxième temps, en déciles de (FTE – MED).

Le tableau 5 relate l'évolution en moyenne ainsi que les écarts types (deuxième ligne, en italique) des résultats comptables avant impôts, flux de trésorerie d'exploitation, *Accruals* totaux et discrétionnaires.

⁷ L'interprétation de ces différences de moyennes ne peut se faire qu'en cas d'égalité des variances. Autrement dit, cela revient à rejeter l'hypothèse nulle de non égalité des variances.

Le test de Levene permet de tester cette hypothèse (elle serait à rejeter si la signification du test est inférieure au seuil de signification α). Dans notre cas, le test de Levene, au seuil de signification de 5 %, conduit au rejet de l'hypothèse de non égalité des variances (0,185 > 0,05). En outre, le seuil descriptif (Valeur P) est inférieur à ce même seuil de signification et permet, par conséquent, d'analyser les différences de moyennes.

Tableau 5 :
Distributions des variables comptables par déciles de PSR

| Déciles (RNM-MED) | RCAI | FTE | AccT | AccD |
|----------------------|----------|----------|----------|----------|
| 1 | ,017864 | -,202091 | ,219954 | ,250935 |
| | ,1262250 | ,4053171 | ,4385556 | ,3532794 |
| 2 | ,005488 | ,012986 | -,007497 | ,056224 |
| | ,0850389 | ,0800761 | ,1171185 | ,0860748 |
| 3 | ,013701 | ,038013 | -,024312 | ,017565 |
| | ,0931984 | ,0822969 | ,1363942 | ,0893912 |
| 4 | ,043771 | ,076500 | -,032729 | ,017547 |
| | ,0890616 | ,0524206 | ,0982589 | ,0833499 |
| 5 | ,045352 | ,087921 | -,042570 | -,008743 |
| | ,0850937 | ,0607489 | ,1017167 | ,0838267 |
| 6 | ,057385 | ,115966 | -,058580 | -,012182 |
| | ,0817080 | ,0565082 | ,0946249 | ,0789167 |
| 7 | ,085926 | ,138019 | -,052093 | -,018744 |
| | ,0924649 | ,0537942 | ,1052021 | ,0853097 |
| 8 | ,116709 | ,161448 | -,044739 | -,028881 |
| | ,0950226 | ,0542995 | ,1076764 | ,0858485 |
| 9 | ,145292 | ,213789 | -,068497 | -,061809 |
| | ,1287717 | ,1041990 | ,1607068 | ,1305161 |
| 10 | ,218629 | ,307721 | -,089092 | -,142284 |
| | ,1612797 | ,1281596 | ,1957465 | ,1790416 |
| Total | ,074555 | ,095694 | -,021138 | ,006269 |
| | ,1231654 | ,1917020 | ,1979602 | ,1738696 |

| Déciles (FTE-MED) | RCAI | FTE | AccT | AccD |
|----------------------|----------|----------|----------|----------|
| 1 | ,037452 | -,253842 | ,291294 | ,235927 |
| | ,1390250 | ,3821660 | ,4184337 | ,3634852 |
| 2 | ,013594 | ,005244 | ,008350 | ,045570 |
| | ,0863393 | ,0422731 | ,0915341 | ,1041736 |
| 3 | ,020779 | ,044066 | -,023287 | ,019094 |
| | ,0923005 | ,0358557 | ,0929921 | ,0943468 |
| 4 | ,039676 | ,076334 | -,036658 | ,013025 |
| | ,0817303 | ,0329470 | ,0783237 | ,0744828 |
| 5 | ,036389 | ,086872 | -,050483 | -,024111 |
| | ,0906499 | ,0273725 | ,0928534 | ,0842158 |
| 6 | ,058347 | ,115157 | -,056810 | -,018416 |
| | ,0887251 | ,0340372 | ,0951048 | ,0886573 |
| 7 | ,094765 | ,145252 | -,050487 | -,007718 |
| | ,0885076 | ,0331243 | ,0882504 | ,0789387 |
| 8 | ,119527 | ,174764 | -,055236 | -,017964 |
| | ,1105093 | ,0347783 | ,1145881 | ,1070743 |
| 9 | ,137608 | ,217277 | -,079669 | -,045007 |
| | ,1296966 | ,0401924 | ,1252648 | ,1278864 |
| 10 | ,195183 | ,343541 | -,148358 | -,133811 |
| | ,1696689 | ,1086424 | ,1888168 | ,1752978 |
| Total | ,074555 | ,095694 | -,021138 | ,006269 |
| | ,1231654 | ,1917020 | ,1979602 | ,1738696 |

Pour les portefeuilles de (RNM – MED), les résultats comptables et flux de trésorerie d'exploitation s'élèvent, respectivement en moyenne pour le plus haut décile à 1,78 % et - 20,20 %, pour le plus bas à 16,12 % et 12,81 %. L'évolution de ces deux variables, à part le cas du deuxième décile pour les résultats comptables, est positivement et directement liée à l'évolution des PSR.

En général, plus la PSR augmente, moins il y a d'*Accruals* totaux. Toutefois, ces *Accruals* affichent des valeurs de 21,99 % pour le premier décile, - 5,85 % pour le sixième, - 4,47 % pour le huitième et - 8,90 % pour le dixième. La relation entre les PSR et les *Accruals* totaux ne semble pas parfaitement stable.

Les *Accruals* discrétionnaires s'élèvent pour le premier décile à 21,99 % et pour le dernier à - 14,22 %. Comme cela a été prédit, les dirigeants des sociétés qui connaissent des mauvaises PSR, contrairement à ceux connaissant des bonnes PSR, gèrent leurs résultats comptables à la hausse. Aussi, plus les PSR sont mauvaises, plus il y a ajustement des *Accruals* discrétionnaires à la hausse et vice versa. La relation entre les PSR et ces mêmes *Accruals* est parfaitement stable. Autrement dit, leurs variations semblent directement et négativement liées.

En ce qui concerne les portefeuilles de (FTE – MED), les résultats et flux de trésorerie d'exploitation ont une relation positive avec les PSR. Cette relation est plus stable que celle affichée sur la base des groupes de (RNM – MED). Ceci semble, somme toute, logique. Plus les résultats comptables et flux de trésorerie d'exploitation sont bons, plus la société a de chance d'être meilleure vis-à-vis de ses semblables du même secteur d'activités.

Les *Accruals* totaux enregistrent des valeurs de 21,99 % pour le premier décile, - 5,68 % pour le sixième, - 5,04 % pour le septième et - 5,52 % pour le huitième. Ici également, la relation entre les *Accruals* totaux et les PSR ne paraît pas parfaitement stable.

Les *Accruals* discrétionnaires comptabilisent, pour le plus haut portefeuille, une valeur de 23,59 % et, pour le plus bas, de - 13,38 %. A ce niveau aussi, les résultats calculés à partir du premier indicateur de PSR paraissent confirmés. Les sociétés faisant face à des mauvaises PSR semblent opter pour les choix discrétionnaires qui ajustent à la hausse les résultats comptables et ce contrairement aux sociétés connaissant des bonnes PSR.

Les sixième et septième déciles montrent des *Accruals* discrétionnaires s'élevant respectivement à - 1,84 % et - 0,77 %. Le cinquième décile affiche, quant à lui, une valeur de - 2,41 %. Ceci ne semble pas tout à fait conforme aux anticipations de la deuxième hypothèse. Toutefois, globalement les variations des *Accruals* discrétionnaires s'avèrent négativement liées à celles des PSR.

4-4- Analyse de régression :

Les estimations des modèles empiriques 7, 8, 9 et 10 selon les moindres carrés ordinaires sont présentées dans le tableau 6.

Tableau 6 :
Analyse de régression

$$\text{AccD}_{it} = \beta_0 + \beta_1 M(\text{RNM}) + \beta_2 [M(\text{RNM}) \times (\text{RNM}_{it} - \text{MED}(\text{RNM}))] + \beta_3 \text{Taille}_{it} + \beta_4 \text{Endettement}_{it} + \beta_5 \text{FTE}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\text{AccD}_{it} = \beta_0 + \beta_1 M(\text{FTE}) + \beta_2 [M(\text{FTE}) \times (\text{FTE}_{it} - \text{MED}(\text{FTE}))] + \beta_3 \text{Taille}_{it} + \beta_4 \text{Endettement}_{it} + \beta_5 \text{FTE}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

| | Coeff. B | Valeur P | Coeff. B | Valeur P | | Coeff. B | Valeur P | Coeff. B | Valeur P |
|-------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Constante | -,045 | ,000 | -,124 | ,000 | Constante | -,039 | ,000 | -,116 | ,000 |
| M (RNM) | | | ,029 | ,001 | M (FTE) | | | ,020 | ,019 |
| M (RNM)x(RNM-MED) | -,949 | ,000 | -,925 | ,000 | M (FTE)x(FTE-MED) | -,815 | ,000 | -,811 | ,000 |
| Taille | | | ,018 | ,000 | Taille | | | ,016 | ,000 |
| Endettement | | | -,174 | ,001 | Endettement | | | -,091 | ,089 |
| FTEit-1 | | | ,081 | ,000 | FTEit-1 | | | ,096 | ,000 |
| R2 Ajusté | ,585 | | ,636 | | | ,551 | | ,601 | |
| F | 1083,013 | | 268,936 | | F | 941,977 | | 231,873 | |
| P | ,000 | | ,000 | | P | ,000 | | ,000 | |
| Durbin-W. | 1,921 | | 1,960 | | Durbin-W. | 1,977 | | 2,020 | |

$$\text{AccD}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 B(\text{RNM}) + \alpha_2 [B(\text{RNM}) \times (\text{RNM}_{it} - \text{MED}(\text{RNM}))] + \alpha_3 \text{Taille}_{it} + \alpha_4 \text{Endettement}_{it} + \alpha_5 \text{FTE}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\text{AccD}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 B(\text{FTE}) + \alpha_2 [B(\text{FTE}) \times (\text{FTE}_{it} - \text{MED}(\text{FTE}))] + \alpha_3 \text{Taille}_{it} + \alpha_4 \text{Endettement}_{it} + \alpha_5 \text{FTE}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

| | Coeff. B | Valeur P | Coeff. B | Valeur P | | Coeff. B | Valeur P | Coeff. B | Valeur P |
|------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Constante | ,044 | ,000 | -,006 | ,689 | Constante | ,039 | ,000 | -,022 | ,130 |
| B (RNM) | | | -,077 | ,000 | B (FTE) | | | -,060 | ,000 |
| B(RNM)x(RNM-MED) | -,708 | ,000 | -,530 | ,000 | B (FTE)x(FTE-MED) | -,727 | ,000 | -,587 | ,000 |
| Taille | | | ,023 | ,000 | Taille | | | ,023 | ,000 |
| Endettement | | | -,252 | ,001 | Endettement | | | -,180 | ,020 |
| FTEit-1 | | | ,036 | ,073 | FTEit-1 | | | ,047 | ,024 |
| R2 Ajusté | ,145 | | ,223 | | | ,108 | | ,177 | |
| F | 131,296 | | 45,072 | | F | 94,036 | | 34,099 | |
| P | ,000 | | ,000 | | P | ,000 | | ,000 | |
| Durbin-W. | 1,909 | | 1,961 | | Durbin-W. | 2,029 | | 2,043 | |

Où, pour la société i, l'année t :

| | |
|--|--|
| $\text{FTE}_{it} - \text{MED}(\text{FTE})$ | Flux de trésorerie d'exploitation moins la médiane sectorielle des flux de trésorerie d'exploitation ; |
| $\text{RNM}_{it} - \text{MED}(\text{RNM})$ | Résultat non manipulé moins la médiane sectorielle des résultats non manipulés ; |
| M (RNM) | Variable binaire codée 1 si $\text{RNM}_{it} < \text{MED}(\text{RNM})$, 0 sinon ; |
| M (FTE) | Variable binaire codée 1 si $\text{FTE}_{it} < \text{MED}(\text{FTE})$, 0 sinon ; |
| B (RNM) | Variable binaire codée 1 si $\text{RNM}_{it} > \text{MED}(\text{RNM})$, 0 sinon ; |
| B (FTE) | Variable binaire codée 1 si $\text{FTE}_{it} > \text{MED}(\text{FTE})$, 0 sinon ; |
| Taille _{it} | Logarithme de la capitalisation boursière ; |
| Endettement _{it} | Dettes totales divisées par l'actif total ; |
| FTE_{it-1} | Flux de trésorerie d'exploitation de l'année t-1. |

Les coefficients de corrélation β_1 des variables M (RNM) et M (FTE) s'élèvent respectivement à 0,029 et 0,02. Comme cela a été anticipé, ils sont de signe positif et traduisent une majoration des résultats comptables publiés par rapport à leur niveau réel en cas de mauvaises PSR. Aussi, les coefficients correspondants α_1 des variables B (RNM) et B (FTE) se chiffrent respectivement à $-0,077$ et $-0,060$. Ils sont de signe négatif et impliquent une tendance à diminuer les résultats comptables en cas de bonnes PSR.

Les coefficients β_2 et α_2 liés aux mauvaises et bonnes PSR sont dans leur globalité négatifs. Effectivement, quelle que soit leur nature, les PSR sont toujours négativement liées aux *Accruals* discrétionnaires. Concrètement, cela signifie que plus les PSR augmentent, moins les dirigeants sont incités à s'investir dans des pratiques de GRC dont l'objectif est d'augmenter les résultats à divulguer.

Les coefficients β_2 des modèles 7 et 8 sont supérieurs à ceux des modèles 9 et 10, en plus, les pouvoirs explicatifs (R^2 ajustés) des deux premiers modèles sont également supérieurs à ceux des deuxièmes. Ces résultats semblent cohérents avec la troisième hypothèse selon laquelle les dirigeants faisant face à des mauvaises PSR sont plus incités à gérer les résultats. Ceci pourrait s'expliquer notamment par une pression plus conséquente exercée par les investisseurs et analystes financiers sur les sociétés affichant des mauvaises PSR.

Par ailleurs, les modèles montrent, contrairement aux prédictions de la théorie politico-contractuelle, un effet positif de la variable taille sur les *Accruals* discrétionnaires. Les sociétés de plus grande taille cherchent à augmenter leurs résultats comptables.

L'endettement a impact négatif sur cette même variable dépendante. Il incite les sociétés à adopter une attitude comptable non opportuniste.

Le coefficient des flux de trésorerie d'exploitation de l'exercice précédent est positif. La performance de l'année précédente semble inciter les dirigeants à gérer leurs résultats à la hausse.

4-5- Contrôle d'inférences statistiques (*Backing out problem*):

Pour voir si nos résultats ne sont pas induits par un éventuel problème d'inférences statistiques, nous reproduisons l'analyse de Lim et Lustgarten (2002). Des erreurs d'estimation au niveau de la décomposition des *Accruals* reviendraient à considérer comme discrétionnaires des *Accruals* non discrétionnaires.

Nous redéfinissons nos indicateurs de PSR en remplaçant la composante discrétionnaire par celle que nous avons considérée comme non discrétionnaire. L'indicateur recalculé s'écrit alors comme suit : $[(RCAI_{it} - AccND_{it}) - MED(RCAI_{it} - AccND_{it})]$.

Nous reproduisons ensuite les analyses de distributions des moyennes en déciles de $[(RCAI_{it} - AccND_{it}) - MED]$ et de régressions.

En cas d'erreurs d'estimations, nous devrions aboutir à des résultats similaires à ceux déjà reportés. Les tableaux 7 et 8 présentent les reproductions de ces analyses.

Tableau 7 :
Distributions des variables comptables par déciles de PSR recalculées

| Déciles [(RCAI-AccND)-MED] | RCAI | FTE | AccT | AccD |
|----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 1 | -,080594 ,1197366 | -,097735 ,4244222 | ,017141 ,4651983 | -,041540 ,3970833 |
| 2 | -,014113 ,0902446 | ,051622 ,1098557 | -,065735 ,1622133 | -,074784 ,1128105 |
| 3 | ,022725 ,0544000 | ,067762 ,1234381 | -,045038 ,1283780 | -,032937 ,1207020 |
| 4 | ,033745 ,0550182 | ,079278 ,1271031 | -,045533 ,1387249 | -,015049 ,1239745 |
| 5 | ,040814 ,0545386 | ,088417 ,0931963 | -,047602 ,0994848 | ,003022 ,0965727 |
| 6 | ,067748 ,0539565 | ,107268 ,0779124 | -,039520 ,0908674 | ,008407 ,0775919 |
| 7 | ,100979 ,0598907 | ,092181 ,1451224 | ,008798 ,1721730 | ,051403 ,1392288 |
| 8 | ,124934 ,0672952 | ,155726 ,1106278 | -,030792 ,1168768 | ,018245 ,1046671 |
| 9 | ,166095 ,0761855 | ,163488 ,1723389 | ,002607 ,1940522 | ,051866 ,1765172 |
| 10 | ,278036 ,1394965 | ,234880 ,1532325 | ,043156 ,1688550 | ,094480 ,1449092 |
| Total | ,074555 ,1231654 | ,095694 ,1917020 | -,021138 ,1979602 | ,006269 ,1738696 |

Tableau 8 :
Analyse de régression pour les PSR recalculées

$$\text{AccD}_{it} = \beta_0 + \beta_1 M(\text{Recal}) + \beta_2 [M(\text{Recal}) \times ((\text{RCAI}_{it} - \text{AccND}_{it}) - \text{MED})] + \beta_3 \text{Taille}_{it} + \beta_4 \text{Endettement}_{it} + \beta_5 \text{FTE}_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{AccD}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 B(\text{Recal}) + \alpha_2 [B(\text{Recal}) \times ((\text{RCAI}_{it} - \text{AccND}_{it}) - \text{MED})] + \alpha_3 \text{Taille}_{it} + \alpha_4 \text{Endettement}_{it} + \alpha_5 \text{FTE}_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

| | Coeff. B | Valeur P | Coeff. B | Valeur P | | Coeff. B | Valeur P | Coeff. B | Valeur P |
|-----------------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-----------------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Constante | ,023 | ,002 | -,004 | ,814 | Constante | -,018 | ,013 | -,065 | ,000 |
| M (Recal) | | | -,053 | ,001 | B (Recal) | | | ,030 | ,051 |
| M (Recal) x ((RCAI-AccND)-MED) | ,351 | ,000 | ,084 | ,393 | B (Recal) x ((RCAI-AccND)-MED) | ,530 | ,000 | ,353 | ,000 |
| Taille | | | ,011 | ,004 | Taille | | | ,011 | ,004 |
| Endettement | | | -,051 | ,538 | Endettement | | | -,038 | ,648 |
| FTE _{it-1} | | | ,016 | ,493 | FTE _{it-1} | | | ,010 | ,644 |
| R2 Ajusté | ,025 | | ,054 | | | ,053 | | ,068 | |
| F | 20,294 | | 9,683 | | | 43,991 | | 12,276 | |
| P | ,000 | | ,000 | | | ,000 | | ,000 | |
| Durbin-W. | 2,034 | | 2,075 | | | 2,049 | | 2,074 | |

Où, pour la société *i*, l'année *t* :

(RCAI_{it} - AccND) - MED PSR recalculées ;

M (Recal) Variable binaire codée 1 si (RCAI - AccND) - MED < 0, 0 sinon ;

B (Recal) Variable binaire codée 1 si (RCAI - AccND) - MED > 0, 0 sinon ;

Taille_{it} Logarithme de la capitalisation boursière ;

Endettement_{it} Dettes totales divisées par l'actif total ;

FTE_{it-1} Flux de trésorerie d'exploitation de l'année t-1.

Les résultats calculés à partir des *Accruals* non discrétionnaires diffèrent sensiblement de ceux calculés à partir des *Accruals* discrétionnaires. Le tableau 7 présente une distribution des moyennes des variables comptables en totale discordance avec celle affichée dans le tableau 5. En particulier, il indique des moyennes négatives des *Accruals* discrétionnaires pour les quatre premiers portefeuilles de PSR recalculées et positives pour les six derniers.

Dans ce sens, le tableau 8 confirme les résultats du tableau 7. En effet, les variables M_{recal} , $[M_{\text{recal}} \times ((\text{RCAI} - \text{AccND}) - \text{MED})]$, B_{recal} et $[B_{\text{recal}} \times ((\text{RCAI} - \text{AccND}) - \text{MED})]$ affichent des coefficients de signe opposé à ceux des variables respectives reportées dans le tableau 6.

Somme toute, ces résultats semblent montrer que les conclusions initiales de ce travail ne sont pas la simple conséquence d'inférences statistiques induites par des erreurs d'estimation dans la décomposition des *Accruals* en parties discrétionnaire et non discrétionnaire.

5- Conclusion :

Dans ce travail, nous avons tenté d'étudier la relation entre les PSR et la gestion des résultats comptables dans le contexte français. L'examen de ces PSR présente un intérêt particulier dans la mesure où relativement peu de recherches se sont déjà intéressées à cette question.

Pour déterminer les PSR, nous avons employé deux mesures. Il s'agit des résultats comptables non manipulés et des flux de trésorerie d'exploitation comparés aux médianes correspondantes de chaque secteur d'activités.

La composante discrétionnaire des résultats a été estimée à partir du modèle de Jones (1991) en coupe transversale intra sectorielle. Les secteurs d'activités ont été retenus sur la base du code NACE à deux chiffres et d'un nombre minimum de dix sociétés par secteur.

Nos analyses ont porté sur un échantillon de 768 sociétés – années observées sur une période de quatre ans (2000 – 2003). Nous avons décomposé cet échantillon en plusieurs groupes (deux, ensuite dix) selon l'ampleur des PSR. Nous avons utilisé ensuite trois méthodes à savoir les analyses de moyennes, de distribution des moyennes et de régression. Nous avons anticipé une relation systématique et négative entre les PSR et les *Accruals* discrétionnaires.

La première méthode a montré que les dirigeants connaissant une mauvaise (bonne) PSR, ajustent les résultats comptables à la hausse (baisse) par rapport à leur niveau réel. Elle a révélé que la différence de moyennes des *Accruals* discrétionnaires entre les deux groupes est significative.

La deuxième méthode s'est basée sur une décomposition de l'échantillon en dix portefeuilles classés selon l'importance des PSR. Elle a montré une décroissance graduelle des moyennes des *Accruals* discrétionnaires directement liée à la croissance progressive des PSR.

La troisième méthode a confirmé les résultats des deux premières et a vérifié que les mauvaises PSR incitent, plus que les bonnes PSR, à la GRC.

Pour conclure, ces résultats suggèrent que la PSR est un facteur déterminant pouvant affecter les choix comptables des dirigeants. Toutefois, d'autres questions intéressantes demeurent ouvertes au débat. Il serait judicieux, pour des recherches futures, d'intégrer des variables de marché (cours boursiers, rendements, etc.) afin d'examiner l'éventuel impact de la GRC opérée en réponse aux PSR sur le comportement des investisseurs.

Références bibliographiques

- Bagnoli M. et Watts S.G. (2000), « The effect of relative performance on earnings management : a game theoretic approach », *Journal of accounting and public policy*, 19, pp. 377-397.
- Bannister J.W. et Newman H.A. (2003), « Analysis of corporate disclosures on relative performance evaluation », *Accounting horizons*, volume 17, n 3, septembre, pp. 235-246.
- Barabel M. (1997), « Comment les dirigeants des grandes entreprises françaises élaborent-ils leurs stratégies ? », *Actes de la VIème conférence de l'Association Internationale de Management Stratégique*, IHEC de Montréal, 24/27 juin, pp. 53-62.
- Bartov E., Ferdinand A.G. et Tsui J.S.L. (2000), « Discretionary accruals models and audit qualifications », *Journal of accounting and economics*, 30, pp. 421-452.
- Burgstahler D. et Dichev I. (1997), « Earnings mangement to avoid decreases and losses », *Journal of accounting and economics*, volume 24, pp. 397-413.
- Chalayer S. et Dumontier P. (1996), « Performance économique et manipulations comptables : une approche empirique », *Actes du VVIIème Congrès de l'Association Française de la Comptabilité*, Valenciennes, pp. 803-812.
- Chung R., Firth M. et Kim J.B. (2005), « Earnings management, surplus free cash flow and external monitoring », *Journal of business research*, 58, pp. 766-776.
- Cormier D. (2002), *Comptabilité anglo-saxonne et internationale*, Editions Economica.
- Cormier D. et Magnan M. (1995), « La gestion stratégique des résultats : le cas des firmes publiant des prévisions lors d'un premier appel public à l'épargne », *Comptabilité Contrôle et Audit*, n 1, Tome 1, pp 45-61.
- Cormier D., Magnan M. et Morard B. (1998), « La gestion stratégique des résultats : le modèle anglo-saxon convient-il au contexte suisse ? », *Comptabilité Contrôle Audit*, Tome 4, volume 1, pp. 25-48.
- De Albornoz G.B. et Alcarria J.J. (2003), « Analysis and diagnostics of income smoothing in Spain », *European journal of accounting*, 12 : 3, pp. 443-463.
- Dechow P., Sloan R. et Sweeney A. (1995), « Detecting Earnings Management », *The Accounting Review*, 70, pp. 193-225.
- Defond L. et Park C.W. (1997), « Smoothing income in anticipation of future earnings », *Journal of accounting and economics*, 23, pp. 115-139.

Degeorge F., Patel J. et Zeckhauzer R. (1999), « Earnings management to exceed thresholds » *Journal of Business*, volume 72, n 1, pp 1-35.

Djama C. (2003), « Le risque de faillite modifie-t-il la politique comptable ? », *Actes du congrès de l'AFC*, mai, Louvain.

Elgers P.T., Pfeiffer R.J. et Porter S.L. (2003), « Anticipatory income smoothing : a re-examination », *Journal of accounting and economics*, 35, pp.405-422.

Fundenberg D. et Tirole J. (1995), « A theory of income and dividend smoothing based on incumbency rents », *Journal of political economy*, volume 103, n 1, pp. 75-93.

Healy P. (1985), « Evidence on the effect of bonus schemes on accounting procedure and accrual decisions », *Journal of accounting and economics*, volume 7, pp. 85-107.

Holmstrom B. (1982), « Moral hazard in teams », *Bell journal of economics*, avril, pp. 225-264.

Jeanjean T. (1999), « La théorie positive de la comptabilité : une revue des critiques », *Cahier de recherche 99-12 du CEREQ*, Université Paris Dauphine.

Jones J. (1991), « Earnings management during import relief investigation », *Journal of Accounting Research*, volume 29, pp. 193-228.

Koh P.S. (2003), « On the association between institutional ownership and aggressive earnings management in Australia », *The British accounting review*, 35, pp. 105-128.

Lim S. et Lustgarten S. (2002), « Testing for income smoothing using the backing out method: a review of specification issues », *Review of quantitative finance and accounting*, volume 19, issue 3, pp. 273-291.

Mard Y. (2004), « Les sociétés françaises cotées gèrent-elles leurs chiffres comptables afin d'éviter les pertes et les baisses de résultats », *Comptabilité Contrôle Audit*, Tom 10, volume 2, pp. 73-98.

Martson C. et Craven B. (1998), « A survey of corporate perceptions of short-termism among analysts and fund managers », *The european journal of finance*, volume 4, pp. 233-256.

Mc Nichols M. et Wilson G. (1988), « Evidence of earnings management from the provision for bad debts », *Journal of accounting research*, volume 26, supplément, pp. 1-36.

Moehrle S. (2002), « Do firms use restructuring charge reversals to meet earnings targets ? », *The accounting review*, volume 77, n 2, pp. 397-413.

Park M.S. et Ro B.T. (2004), « The effect of firm-industry correlation and announcement timing on firms' accrual decisions », *The British accounting review*, 36, pp. 269-289.

Peasnell K.V., Pope P.F. et Young S. (2000), « Accrual management to meet earnings targets : UK evidence pre- and post-cadbury », *The British accounting review*, 32, pp. 415-445.

Porter M.E. (1980), *Competitive strategy*, Free Press, New York.

Pyo Y. et Lustgarten S. (1990), « Differential intra-industry information transfer associated with management earnings forecast », *Journal of accounting and economics*, décembre, pp.365-379.

Saboly M. (2001), « Information comptable et défaillance des entreprises : le cas français », *Comptabilité Contrôle Audit*, Tome 7, volume 2, pp.67-86.

Stolowy H. et Breton G. (2003), « La gestion des données comptables : une revue de littérature », *Comptabilité Contrôle Audit*, Tome 9, volume 1, pp. 125-152.

Subramanyam K. (1996), « The pricing of discretionary accruals », *Journal of accounting and economics*, décembre, pp. 249-281.

Trueman B. (1990), « Theories on earnings announcement timing », *Journal of accounting and economics*, octobre, pp. 285-301.

Watts R.L. et Zimmerman J.L. (1986), *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.

Annexe 1:
Distribution de l'échantillon par secteurs d'activités*

| Code NACE | Secteurs d'activités | Nb. Société-années | Pourcentage |
|-----------|---|--------------------|-------------|
| 15 | Industries alimentaires | 64 | 8,33 |
| 24 | Industrie chimique | 65 | 8,46 |
| 28 | Travail des métaux | 32 | 4,17 |
| 29 | Fabrication de machines et d'équipements | 48 | 6,25 |
| 33 | Fabrication d'instruments médicaux, de précision, d'optique et d'horlogerie | 29 | 3,78 |
| 51 | Commerce de gros et intermédiaires du commerce | 166 | 21,61 |
| 52 | Commerce de détail et réparation d'articles domestiques | 43 | 5,6 |
| 72 | Activités informatiques | 180 | 23,44 |
| 74 | Services fournis principalement aux entreprises | 106 | 13,8 |
| 92 | Activités récréatives, culturelles et sportives | 35 | 4,56 |
| | Total | 768 | 100 |

* Les secteurs d'activités sont retenus sur la base du code NACE (Nomenclature d'Activités de la Communauté Européenne) à deux chiffres.