



L'influence des investisseurs institutionnels sur les stratégies comptables des dirigeants

Ramzi Benkraiem

► To cite this version:

Ramzi Benkraiem. L'influence des investisseurs institutionnels sur les stratégies comptables des dirigeants. "COMPTABILITE ET ENVIRONNEMENT ", May 2007, France. pp.CD-Rom. halshs-00543085

HAL Id: halshs-00543085

<https://shs.hal.science/halshs-00543085>

Submitted on 5 Dec 2010

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

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

L'influence des investisseurs institutionnels sur les stratégies comptables des dirigeants

Ramzi Benkraiem*

Résumé : Les récents débats se rapportant aux investisseurs institutionnels et à leur impact sur les choix comptables des dirigeants d'entreprises se sont surtout focalisés sur l'efficacité de leur rôle de surveillance. Les recherches antérieures ont reporté des résultats assez mitigés sur cette question. Cette étude a pour objectif d'examiner l'influence des investisseurs institutionnels sur les pratiques de gestion des chiffres comptables. Les résultats semblent montrer que ces investisseurs peuvent intervenir auprès des dirigeants et dissuader le recours à l'ajustement des variables comptables de régularisation discrétionnaires. En revanche, cette intervention ne paraît se faire que lorsque les dirigeants sont sensiblement incités à majorer ou à minorer les bénéfices. Autrement, aucun effet statistiquement significatif n'est observé.

Mots-clés : Investisseurs institutionnels, Variables comptables de régularisation, Gestion des résultats, Gouvernance d'entreprises.

Abstract: Recent debates on institutional investors and their impact on corporate managers' accounting decisions have especially centred on the effectiveness of their monitoring role. Previous studies have reported mixed results on this question. This paper empirically examines the influence of institutional investors on earnings management. The results show that these investors can intervene with managers and move them away from using discretionary accruals to adjust earnings. However, this intervention appears to be done only when managers are noticeably incited to increase or reduce reported earnings. Otherwise, no statistically significant effect is observed.

Keywords: Institutional Investors, Discretionary Accruals, Earnings Management, Corporate Governance.

* ATER, Centre de Recherche en Gestion,
IAE, Université Toulouse 1 – Sciences Sociales
Place Anatole France – 31042 Toulouse Cedex
E-mail: Ramzi.Benkraiem@univ-tlse1.fr

1- Introduction :

Les investisseurs institutionnels sont devenus une caractéristique commune des marchés de capitaux modernes (Bricker et Chandar, 2000). Selon deux cadres de l'OCDE, Blommestein et Funke (1998, p 37), leur « puissance financière [...] est énorme et ne fait que s'accroître ». En France, la recherche de Morin et Rigamonti (2002) fait apparaître que ces investisseurs détiennent la plus grande proportion de capital dans de nombreuses sociétés. L'institutionnalisation de plus en plus accrue des structures d'actionnariat est un fait indubitable. Elle suppose pour ces investisseurs la possibilité d'exercer une influence notable sur les décisions prises par les dirigeants.

Une première catégorie de travaux allègue que les investisseurs institutionnels sont de véritables « traders ». Les reproches de courttermisme des marchés boursiers s'appliquent bien à cette catégorie d'actionnaires. Dans ce cadre, Pound (1988) avance que l'objectif des institutionnels est la maximisation de la rentabilité de leurs investissements à court terme. Pozen (1994) précise que ces investisseurs sont neutres et, dans la plupart des cas, réticents à l'idée de supporter des coûts de contrôle. En cas de mauvaises nouvelles ou de désaccord avec la direction, ils préfèrent quitter le capital (ou selon l'expression « voter avec les pieds »). La vente de titres est susceptible de signaler au marché le dysfonctionnement perçu et, par conséquent, faire baisser les cours boursiers (Allegret et Baudry, 1996). Considérés comme tels, les investisseurs institutionnels peuvent inciter les dirigeants à adopter des stratégies comptables orientées à court terme. L'objectif, dans ce cas, est de moduler les résultats à court terme au détriment parfois des profits prévus à long terme (Abarbanell et Bernard, 2000).

Inversement, une deuxième catégorie de travaux avance que les proportions de capital de plus en plus importantes détenues par les investisseurs institutionnels impliquent l'abandon d'une attitude neutre (Batsch, 2002). L'incitation à intervenir auprès de l'entreprise et de contrôler ses dirigeants s'amplifie avec le nombre de titres détenus. La vente de blocs d'actions peut engendrer des pertes considérables. L'option de sortie devient coûteuse voire parfois prohibitive. Ces institutionnels, détenant assez souvent des parts conséquentes de capital, acceptent des coûts de contrôle plus élevés pour protéger leur patrimoine (Shleifer et Vishny, 1986). Ils peuvent désormais influencer le pilotage des entreprises (Mottis et Ponsard, 2002) et conduire les dirigeants à prendre les décisions comptables et financières qui favorisent le mieux leur position (Baker et Wallage, 2000). Plus concrètement, cela peut revenir à dissuader les décisions comptables opportunistes des dirigeants et s'assurer qu'ils effectuent bien les choix qui maximisent la valeur de l'entreprise à moyen ou long terme.

Ce travail teste ces deux points de vue opposés. Autrement dit, il examine si les investisseurs institutionnels jouent un rôle stimulateur ou plutôt restrictif en ce qui a trait à la modulation des résultats comptables. L'activité d'ajustement des résultats dépend des incitations des dirigeants (Kim et al., 2003). Pour saisir ces incitations, nous décomposons notre échantillon d'entreprises en trois groupes : (1) pression à surévaluer les résultats, (2) pression neutre (pas ou peu d'incitations à gérer les résultats) et (3) pression à sous-évaluer les résultats. Nous essayerons, ensuite, de voir si les détentions institutionnelles de capital affectent l'ajustement des variables comptables de régularisation discrétionnaires (VCR ou selon l'expression anglo-saxonne, *Accruals* discrétionnaires).

Les résultats semblent montrer que les investisseurs institutionnels peuvent intervenir auprès des dirigeants et dissuader le recours à l'ajustement des variables comptables de régularisation discrétionnaires. En revanche, cette intervention ne paraît se faire que lorsque les dirigeants sont sensiblement incités à majorer ou minorer les bénéfices. Autrement, aucun effet statistiquement significatif n'est observé.

Ce travail a pour ambition de prolonger les recherches antérieures (Bushee, 1998 ; Rajgopal et al., 1999 ; Cheng et Reitenga, 2001 ; Chung et al., 2002 et 2005 ; Koh, 2003 ; Grace et Koh 2005 ; Mitra et Cready, 2005). Il fournit une des premières études en France visant directement l'étude de l'influence des investisseurs institutionnels sur l'ajustement des résultats comptables. Il met ainsi en évidence le rôle que peuvent jouer ces investisseurs en matière de production d'informations comptables par les dirigeants des sociétés cibles.

La suite de ce papier comporte quatre sections. La section 2 présente la relation entre la propriété institutionnelle et l'ajustement des résultats. La section 3 décrit la méthodologie. La section 4 expose et discute les résultats et la section 5 tient lieu de conclusion.

2- Investisseurs institutionnels et gestion des résultats comptables :

Les travaux de Berle et Means (1932) ont porté sur la séparation entre les fonctions de propriété et celles de contrôle. Leur étude a mis en évidence la divergence entre la propriété qui intéresse les actionnaires et le contrôle auquel aspirent les dirigeants. Elle a fourni le point de départ au développement de la théorie positive d'agence (Jensen et Meckling, 1976) et ensuite la théorie politico-contractuelle (Watts et Zimmerman, 1986).

Une relation agent-principal (relation d'agence) est créée quand les actionnaires délèguent le pouvoir aux dirigeants. La divergence d'intérêts des deux parties peut inciter les dirigeants à prendre les décisions qui maximisent leurs propres objectifs au détriment de ceux des

actionnaires. Ces derniers ont donc intérêt à contrôler les dirigeants afin de limiter leur opportunisme. L'exercice du contrôle a une valeur qui peut s'apprécier de plusieurs façons et qui dépend de la structure de capital (Charreaux, 1997 ; Ginglinger, 2002). La présence d'investisseurs institutionnels dont le volume d'actifs gérés connaît une évolution considérable¹ peut influencer la relation d'agence liant les actionnaires aux dirigeants. L'étude d'une telle question peut envisager deux formes opposées de comportements avec la passivité d'un côté, et l'activisme de l'autre. La traduction de cette influence sur les choix comptables discrétionnaires des dirigeants est une question empirique intéressante (Koh, 2003).

2-1- Incitations des dirigeants à la gestion des résultats comptables :

Du fait d'une certaine flexibilité offerte par les normes comptables, les dirigeants peuvent s'investir dans des activités de gestion des résultats pour moduler l'information financière à divulguer. 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. Le phénomène de gestion des résultats est d'actualité en raison des 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, plusieurs travaux tant théoriques qu'empiriques ont essayé d'analyser les facteurs qui incitent à la gestion des résultats (Stolowy et Breton, 2003). Dans ce travail, pour étudier l'influence des investisseurs institutionnels sur la gestion des résultats, nous avons besoin d'identifier les incitations des dirigeants à ajuster leurs bénéfices. Pour ce faire, nous nous basons sur le modèle théorique de Fudenberg et Tirole (1995). Selon ce modèle, les dirigeants faisant face à des mauvaises performances sont plus incités à surévaluer le résultat parce qu'une pauvre performance augmente la probabilité de les congédier. Par contre, les dirigeants connaissant des bonnes performances sont plutôt motivés à sous-évaluer le résultat (« économiser » les choix susceptibles d'augmenter les résultats futurs) parce qu'une bonne performance de l'année en cours ne compense pas les mauvaises performances futures. Ainsi et à l'instar d'un certain nombre de recherches antérieures (Chung et al., 2002 ; Kim et al., 2003 ; etc.), nous décomposons notre échantillon sur la base de la performance financière relative (PFR ou en anglais, *Relative Earnings Performance*), soit la différence

¹ Les statistiques de l'OCDE mettent en avant l'évolution des actifs totaux gérés par les investisseurs institutionnels. Le poids de ces actifs a augmenté de façon significative entre 1990 et 2001. A titre d'exemple en France, il est passé en pourcentage du PIB de 54,8 en 1990 à 131,8 en 2001.

entre la performance de l'entreprise et la performance médiane et annuelle de son secteur d'activités. Concrètement, nous envisageons trois groupes égaux de sociétés et considérons que (1) les dirigeants du premier groupe (mauvaise performance) sont sensiblement incités à majorer les résultats, (2) les dirigeants du second groupe (performance qui se rapproche du benchmark sectoriel) ne sont pas ou sont peu incités à ajuster les résultats et, (3) les dirigeants du troisième groupe (bonne performance) sont sensiblement incités à minorer les résultats.

2-2- Investisseurs institutionnels spéculatifs et gestion des résultats comptables :

Comme cela a été esquissé plus haut, ce premier point de vue considère les investisseurs institutionnels comme actionnaires spéculatifs. Plusieurs raisons pourraient expliquer cette orientation à court terme (Ben M'Barek, 2003). Dans ce sens, les gestionnaires de fonds voient souvent leurs performances comparées à celles d'autres concurrents. En outre, leur système d'évaluation est fréquemment indexé sur des indicateurs boursiers semestriels ou annuels (Coffee, 1991 ; Stapledon, 1996). Ces mesures peuvent favoriser la focalisation sur la performance immédiate et l'abandon de l'exercice du pouvoir conféré par les titres. Ce détachement de l'activité de contrôle peut être qualifié de passivité.

Théoriquement, la passivité se traduit par une stratégie actionnariale appelée défection (ou encore « *Exit* »). Cette stratégie consiste, en cas de mécontentement ou de désaccord avec le management de l'entreprise, à vendre ses actions et faire baisser le cours boursier. Dans un tel cadre, l'exercice d'un contrôle direct qui s'opère *ex-ante* n'est donc pas une priorité. Les dirigeants disposent alors d'une grande marge de liberté dans leurs prises de décisions. Seul le cours boursier semble constituer une restriction à cette liberté et un moyen de contrôle de type financier qui s'opère plutôt *ex-post* (Morin et Rigamonti, 2002). Il constitue en quelque sorte une « aiguille » de contrôle qui conditionne les comportements des investisseurs institutionnels (continuer à détenir ou vendre ses actions).

Un certain nombre de travaux antérieurs semblent confirmer ce raisonnement. Lang et McNichols (1997) trouvent que les investisseurs institutionnels préfèrent vendre les actions des sociétés dont les performances courantes sont mauvaises. Bushee (2001) montre que les investisseurs spéculatifs (ou passagers) affichent une préférence nette pour les résultats à brève échéance. Il ajoute que leur participation au capital peut aboutir à une surestimation (sous-estimation) de la valeur de l'entreprise résidant dans les profits à court terme (long terme). Wahal (1996) et Faccio et Lasfer (2000) précisent que ces investisseurs contribuent peu à l'amélioration des performances et des systèmes de gouvernance des entreprises. Ils ne

sont pas d'efficaces contrôleurs. Ces arguments mettent en avant l'orientation à court terme des investisseurs institutionnels et leur application d'un contrôle financier vectorisé par les performances financières et/ou mobilières. Considérés comme tels, ils peuvent exercer une pression sur les dirigeants qui favorise le recours opportuniste à la gestion des VCR discrétionnaires pour des considérations de performance immédiate. Ceci nous conduit à formuler la première hypothèse suivante :

H1 (A) : La propriété institutionnelle *stimule* les dirigeants à recourir à la gestion des VCR discrétionnaires pour moduler le résultat comptable à divulguer.

2-3- Investisseurs institutionnels sophistiqués et gestion des résultats comptables :

Le point de vue opposé considère que le poids de plus en plus important des investisseurs institutionnels sur les places financières rend l'option de sortie difficile à mettre en œuvre. Le risque de pertes considérables suite à la vente de blocs d'actions confine ces investisseurs dans une relation à moyen ou long terme avec l'entreprise. En outre, la concentration de la propriété entre les mains de certains institutionnels réduit les coûts de contrôle. Les actionnaires qui prennent en charge la tâche de contrôler les dirigeants supportent le coût de contrôle mais n'en bénéficient qu'à hauteur de leurs participations (Charreaux, 1997 ; Ginglinger, 2002). Plus la part de capital est importante, moins le contrôle est coûteux. Détenant globalement des proportions d'actions souvent conséquentes, les investisseurs institutionnels sont donc incités à s'impliquer activement dans la gestion des entreprises. Dans ce cas, il est plus facile de limiter le problème de passager clandestin et de coordonner les efforts pour protéger leurs investissements. Ce comportement actif renvoie à une stratégie de prise de parole (appelée aussi « *Voice* »). Cette stratégie consiste à participer à la prise de décision et à contrôler directement les dirigeants. En cas de mécontentement ou de désaccord avec la direction, il s'agit de mettre en œuvre un processus d'activisme pour tenter d'amener des changements et faire valoir ses intérêts (Smith, 1996).

Dans ce cadre, Monks et Minow (1995) précisent que les investisseurs institutionnels disposent des compétences et ressources nécessaires pour discipliner et influencer les dirigeants. Lorsqu'ils détiennent des investissements de taille et orientés à moyen ou long terme, ces investisseurs sont capables de dissuader les incitations des dirigeants à gérer les résultats. Bushee (1998) précise que les institutionnels sont des investisseurs sophistiqués. Ils sont capables de limiter le désinvestissement en recherche et développement dont l'objectif est de favoriser les résultats immédiats. Rajgopal et al. (1999) étudient la relation entre le

pourcentage de détention institutionnelle et la valeur absolue des VCR discrétionnaires. Leurs résultats aboutissent à une association négative qui supporte l'hypothèse d'un contrôle efficace. Cheng et Reitenga (2001), Chung et al. (2002) et Grace et Koh (2005) prolongent ce travail en intégrant les pressions de gestion des résultats qui pèsent sur les dirigeants. Ils montrent que la propriété institutionnelle peut dissuader le recours aux VCR discrétionnaires quand les dirigeants sont incités à majorer ou minorer le résultat comptable. Le point de vue évoqué à ce niveau suggère de prendre en considération la sophistication des investisseurs institutionnels. Leur détention de larges proportions de capital réduit les coûts de contrôle. En plus, disposant des ressources et compétences nécessaires, ils sont capables de jouer un rôle disciplinaire et de limiter efficacement le recours aux VCR discrétionnaires. Dès lors, nous posons l'hypothèse alternative suivante :

H1 (B) : La propriété institutionnelle *dissuade* les dirigeants de recourir à la gestion des VCR discrétionnaires pour moduler le résultat comptable à divulguer.

3- Méthodologie :

3-1- Mesure de la propriété institutionnelle :

Les investisseurs institutionnels sont des investisseurs dont les fonds sont gérés par des managers professionnels à l'intérieur d'une organisation et qui investissent au profit d'un groupe d'individus, d'une autre organisation ou d'un groupe d'organisations (Brancato, 1997). Jeffers et Plihon (2002) distinguent quatre catégories principales d'investisseurs institutionnels : les fonds de pension, les organismes de placement collectif, les compagnies d'assurances et les fonds spéculatifs. Dans ce travail, nous retenons ces mêmes catégories et nous utilisons les proportions de capital détenues par ces investisseurs pour mesurer la propriété institutionnelle² (Bushee, 1998 et 2001 ; Koh, 2003 ; Mitra et Cready, 2005).

3-2- Mesures des VCR discrétionnaires et des incitations des dirigeants à les ajuster :

A ce niveau, pour calculer les VCR discrétionnaires, nous déployons deux approches différentes. La première approche consiste à calculer les VCR discrétionnaires totales en utilisant le modèle de Jones (1991) modifié en coupe transversale intra-sectorielle (Bartov et

² Il est à noter que nous considérons dans ce travail les termes investisseurs institutionnels et propriété institutionnelle comme synonymes.

al., 2000). Ce modèle est probablement le plus utilisé par la littérature. D'ailleurs, ceci est le cas pour la majorité des recherches antérieures citées en références et visant l'étude de l'influence des investisseurs institutionnels sur la gestion des résultats. La deuxième approche utilise le même type de modèle mais ne considère que les VCR discrétionnaires à court terme ou encore d'exploitation (*Working Capital Accruals*). Le recours à cette deuxième démarche présente un intérêt particulier. En effet, plusieurs auteurs avancent que la gestion des postes à court terme est plus facile à opérer que celle des postes à long terme qui nécessite souvent la modification de la politique d'amortissement. Cette démarche est donc à la fois moins visible et moins rigide (Young, 1999 ; Peasnell et al., 2000). Pour ce faire, le travail consiste tout d'abord à calculer les VCR totales (1) et les VCR totales d'exploitation (2) :

$$VCRT_{it} = (VAR AC_{it} - VAR ENCAIS_{it}) - (VAR PC_{it} - VAR DLT_{it}) - DotAmotProv_{it} \quad (1)$$

$$VCRT-Exp_{it} = (VAR AC_{it} - VAR ENCAIS_{it}) - (VAR PC_{it} - VAR DLT_{it}) \quad (2)$$

Où, pour la société i , l'année t : VCRT sont les variables comptables de régularisation totales ; VCRT-Exp sont les variables comptables de régularisation totales d'exploitation ; VAR AC est la variation de l'actif circulant ; VAR ENCAIS est la variation des encaisses et comptes assimilés ; VAR PC est la variation du passif circulant ; VAR DLT est la variation des dettes à long terme passées au passif circulant et DotAmortProv sont les dotations aux amortissements et provisions.

Les VCR totales ainsi calculées comprennent une partie normale et une partie anormale seule considérée comme dépendante des choix discrétionnaires des dirigeants. Afin de distinguer ces deux parties, nous utilisons les deux modèles suivants :

$$VCRT_{it} / A_{it-1} = \beta_0 (1 / A_{it-1}) + \beta_1 [(VAR CA_{it} - VAR CR_{it}) / A_{it-1}] + \beta_2 (IMMO_{it} / A_{it-1}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$VCRT-Exp_{it} / A_{it-1} = \alpha_0 (1 / A_{it-1}) + \alpha_1 [(VAR CA_{it} - VAR CR_{it}) / A_{it-1}] + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Où, pour la société i , l'année t : A_{t-1} est l'actif total de l'année $t-1$; VAR CA est la variation du chiffre d'affaires ; VAR CR est la variation des créances clients ; IMMO sont les immobilisations corporelles et ε est le résidu.

Les estimateurs des paramètres β et α sont calculés pour chaque année et secteur d'activités (retenu sur la base du code NACE -Nomenclature d'Activités de la Communauté Européenne- à deux chiffres). Les VCR discrétionnaires totales (5) et d'exploitation (6) sont obtenues par différence entre le total des VCR et la part considérée comme non discrétionnaire :

$$\begin{aligned} \text{VCRD-T}_{it}/A_{it-1} = & (\text{VCRT}_{it}/A_{it-1}) - [\beta_1 (1/A_{it-1}) + \beta_2 ((\text{VAR CA}_{it} - \text{VAR CR}_{it})/A_{it-1}) \\ & + \beta_3 (\text{IMMO}_{it}/A_{it-1})] \end{aligned} \quad (5)$$

$$\text{VCRD-Exp}_{it}/A_{it-1} = (\text{VCRT-Exp}_{it}/A_{it-1}) - [\alpha_1 (1/A_{it-1}) + \alpha_2 ((\text{VAR CA}_{it} - \text{VAR CR}_{it})/A_{it-1})] \quad (6)$$

Où, pour la société i , l'année t : VCRD-T sont les variables comptables de régularisation discrétionnaires totales ; VCRD-Exp sont les variables comptables de régularisation discrétionnaires d'exploitation et les autres variables sont comme définies précédemment.

Pour étudier l'influence des investisseurs institutionnels sur l'ajustement des VCRD, nous avons besoin, comme cela a été évoqué plus haut, d'identifier les incitations des dirigeants à gérer les résultats. Nous nous basons sur la PFR pour mesurer ces incitations. Suivant Kim et al. (2003), nous considérons que les flux de trésorerie d'exploitation de l'entreprise moins la médiane sectorielle et annuelle des flux de trésorerie d'exploitation³ peuvent constituer une mesure fiable de la PFR. Nous décomposons ensuite notre échantillon en trois groupes selon l'importance de ces PFR. Nous estimons que (1) les dirigeants du premier groupe (mauvaise performance) sont sensiblement incités à moduler les résultats à la hausse, (2) les dirigeants du second groupe (performance qui se rapproche du benchmark sectoriel) ne sont pas ou sont peu incités à ajuster les résultats et, (3) les dirigeants du troisième groupe (bonne performance) sont sensiblement incités à ajuster les résultats à la baisse.

3-3- Spécifications du modèle d'analyse :

Pour tester les hypothèses déjà formulées et analyser l'influence de la propriété institutionnelle sur l'ajustement des VCRD, nous posons le modèle d'analyse ci-dessous. La propriété institutionnelle n'est pas la seule variable pouvant affecter les choix comptables des dirigeants. Ce modèle prend alors en considération d'autres variables de contrôle en étroite relation avec la modulation des résultats. Il s'agit de la qualité d'audit, de la proportion

³ Les flux de trésorerie d'exploitation (FTE) sont normés par l'actif total de début de période pour limiter les problèmes d'hétéroscédasticité.

d'administrateurs indépendants, de la structure de l'actionnariat, de la taille de l'entreprise, de l'endettement, des VCR totales de l'année précédente (t-1) et des années 2001 à 2003 :

$$\begin{aligned} \text{VCRD}_{it} (\text{T/ Exp}) = & \delta_0 + \delta_1 \text{PII}_{it} + \delta_2 \text{IGH}_{it} + \delta_3 \text{IGB}_{it} + \delta_4 (\text{PII} \times \text{IGH})_{it} + \delta_5 (\text{PII} \times \text{IGB})_{it} \\ & + \delta_6 \text{AUD}_{it} + \delta_7 \text{INDEP}_{it} + \delta_8 \text{CONC}_{it} + \delta_9 \text{TAILLE}_{it} + \delta_{10} \text{DETTES}_{it} \\ & + \delta_{11} \text{VCR}_{it-1} + \delta_{12} \text{A.2001} + \delta_{13} \text{A.2002} + \delta_{14} \text{A.2003} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

Le tableau 1 résume les définitions et mesures des variables utilisées. Les coefficients δ_1 , δ_4 et δ_5 permettent d'étudier l'influence des investisseurs institutionnels sur la gestion des VCRD. Les deux hypothèses alternatives que nous avons initialement posées se basent sur deux parties de la littérature qui aboutissent à des résultats opposés. En d'autres termes, nous envisageons la propriété institutionnelle comme mécanisme qui peut favoriser ou atténuer l'ajustement des VCRD. Dans le premier cas, nous nous attendons à observer des δ_1 et δ_4 positifs et un δ_5 négatif. Dans le second, nous anticipons des coefficients de signes contraires, respectivement (Chung et al., 2002 ; Vander Bauwhede et al., 2003).

Tableau 1 : Définitions et mesures des variables

Variables	Définitions et mesures
<i>Variables dépendantes :</i>	
VCRD-T	1ère Approche: VCRD totales calculées à partir du modèle (5)
VCRD-Exp	2ème Approche: VCRD d'exploitation calculées à partir du modèle (6)
<i>Variables indépendantes :</i>	
PII	Proportions de capital détenues par les investisseurs institutionnels.
IGH	Incitations à gérer les résultats à la hausse, variable dichotomique codée 1 si PFR _{it} € au plus bas groupe de PFR (mauvaise performance), 0 sinon
IGB	Incitations à gérer les résultats à la baisse, variable dichotomique codée 1 si PFR _{it} € au plus haut groupe de PFR (bonne performance), 0 sinon
PII x IGH	Interaction entre PII et IGH
PII x IGB	Interaction entre PII et IGB
AUD	Qualité de l'audit, variable dichotomique codée 1 si l'auditeur est un <i>Big 4</i> , 0 sinon
INDEP	Proportions d'administrateurs indépendants au conseil d'administration/surveillance
CONC	Structure de l'actionnariat, variable dichotomique codée 1 si un entrepreneur, une famille ou une autre société détient plus de 20% du capital, 0 sinon
TAILLE	Logarithme de la capitalisation boursière
DETTES	Dettes totales divisées par l'actif total
VCR t-1	VCR totales de l'année précédente (t-1)
A. 2001	Variable dichotomique codée 1 si l'année est 2001, 0 sinon
A. 2002	Variable dichotomique codée 1 si l'année est 2002, 0 sinon
A. 2003	Variable dichotomique codée 1 si l'année est 2003, 0 sinon

La qualité du cabinet d'audit peut influencer la modulation des VCRD. Francis et Krishnan (1999) trouvent que les sociétés auditées par les *Big 6* ont moins recours aux VCRD pour ajuster leurs résultats. Kim et al. (2003) confirment cette relation négative. Ils ajoutent, en outre, que les *Big 5* exercent un contrôle plus efficace quand les dirigeants ont des incitations à manipuler les résultats à la hausse. Toutefois, Piot et Janin (2005) précisent que cette relation est probablement moins importante en France. Selon ces auteurs, en raison du système légal, il est difficile de prouver la faute professionnelle d'un auditeur et d'établir un lien de causalité direct entre cette faute et le dommage causé. La relation n'est finalement pas tout à fait claire. Nous n'émettons donc pas d'anticipations de signe.

La présence d'administrateurs indépendants (au sens strict), autrement dit, exempts de toute relation de subordination avec la société peut limiter l'opportunisme managérial, notamment au niveau comptable (Pochet, 1998). Effectivement, il paraît possible de penser que ces administrateurs peuvent décourager les dirigeants de recourir aux VCRD pour moduler les résultats. Nous prévoyons un coefficient δ_7 de signe négatif.

La structure de l'actionnariat est introduite parce que plusieurs travaux antérieurs avancent que le comportement comptable des sociétés contrôlées est moins actif que celui des firmes managériales (Cormier et al., 1998 ; Jeanjean, 2001 et Cormier et Martinez, 2006). Nous nous appuyons sur la norme IAS n° 28 et retenons 20 % pour signifier que l'actionnariat est contrôlé. Nous nous attendons à observer un coefficient δ_8 de signe négatif.

Les variables de TAILLE et DETTES sont issues de la théorie politico-contractuelle (Watts et Zimmerman, 1986). L'hypothèse de coûts politiques suggère que les sociétés de grande taille ont tendance à choisir les méthodes comptables qui sous-évaluent le résultat pour réduire leur visibilité. L'hypothèse d'endettement prévoit, quant à elle, que les sociétés les plus endettées préfèrent les options comptables qui surévaluent le résultat. Nous anticipons des coefficients δ_9 de signe négatif et δ_{10} de signe positif.

La prise en compte des VCR totales de l'année t-1 est opérée pour contrôler l'effet de la latitude comptable des dirigeants puisque les pratiques de gestion des résultats sont réversibles d'une période à une autre (à l'infini, les VCR tendent vers 0) (Koh, 2003). Nous prévoyons un coefficient δ_{11} de signe négatif.

Finalement, les variables dichotomiques relatives aux années 2001 à 2003 sont utilisées pour contrôler un éventuel effet du temps sur l'ajustement des VCRD. A ce niveau, nous ne posons pas d'anticipations de signe.

3-4- Echantillon :

Tableau 2 : Critères de sélection de l'échantillon

Critères de sélection	Sociétés-Années
Les sociétés françaises cotées non financières ou assimilées (2001-2004)	1428
Moins	
Les sociétés dont les informations sont manquantes	<u>(202)</u>
Les sociétés retenues	1226
Moins	
Les secteurs d'activités dont les observations sont inférieures à 10 par an	<u>(390)</u>
Echantillon final retenu	836

Le tableau 2 résume les critères de sélection déployés dans le cadre de cette recherche. Les données comptables et financières sont issues d'Amadeus (de l'éditeur Van Dijk). 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 le code NACE adaptée aux besoins de notre étude. L'échantillon de départ est composé de toutes les sociétés françaises disponibles sur la période 2001-2004. Les sociétés financières (codes NACE 65.00 à 67.99) sont écartées vu la spécificité de leurs règles comptables. 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 VCR discrétionnaires en coupe transversale intra-sectorielle repose sur l'assumption 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 assumption (Koh, 2003). Les autres variables indépendantes sont obtenues à partir des rapports annuels⁴. La propriété des investisseurs institutionnels est complétée à partir de Thomson One Banker-Ownership (TOBO, de l'éditeur Thomson Financial). En matière de structure de capital, la base de données TOBO est probablement une des plus pertinentes parce qu'elle est assez homogène et détaillée⁵. Compte tenu des analyses à conduire, les informations sur la structure de capital devaient être disponibles sur au moins une année et celles nécessaires au calcul des VCR sur au moins deux années consécutives. Les sociétés dont les informations étaient manquantes sont donc exclues. Egalement, pour assurer l'efficacité d'estimation des VCR discrétionnaires, les secteurs

⁴ Les rapports annuels sont essentiellement collectés à partir du site de l'AMF, des sites institutionnels des sociétés et de la base de données Infinancial.

⁵ En France, les travaux qui se sont intéressés à l'étude des investisseurs institutionnels (Jeffers et Plihon, 2002 ; Laffont-Debaere, 2003, etc.) ont souvent fait référence aux bases de données de l'éditeur Thomson Financial.

d'activités dont les observations étaient inférieures à dix par an sont écartés. Au final, l'échantillon retenu est constitué de 836 sociétés-années (en moyenne, 209 sociétés par année) réparties sur dix secteurs d'activités comme le montre le tableau 3 suivant :

Tableau 3 : Distribution de l'échantillon par secteurs d'activités

NACE	Secteurs d'activités	Observations	Pourcentage
15	Industries alimentaires	64	7,66
24	Industrie chimique	64	7,66
28	Travail des métaux	43	5,14
29	Fabrication de machines et d'équipements	48	5,74
33	Fabrication d'instruments médicaux, d'optique et d'horlogerie	30	3,59
51	Commerce de gros et intermédiaires du commerce	172	20,57
52	Commerce de détail et réparation d'articles domestiques	56	6,7
72	Activités informatiques	197	23,56
74	Services fournis principalement aux entreprises	114	13,64
92	Activités récréatives, culturelles et sportives	48	5,74
Total		836	100

4- Résultats :

4-1- Statistiques descriptives :

Le tableau 4 présente les résultats et statistiques descriptives des paramètres d'estimation des VCRD. Pour la première approche de calcul (modèle 5), les paramètres de régression β_0 , β_1 et β_2 s'élèvent respectivement en moyenne à -305,651, 0,127 et -0,143. Le pouvoir explicatif (R2 Ajusté) moyen est de 0,246.

En ce qui concerne la seconde approche (modèle 6), les paramètres de régression α_0 et α_1 enregistrent respectivement en moyenne des valeurs de 202,283 et 0,115. Le pouvoir explicatif (R2 Ajusté) moyen est de 0,175. La première démarche affiche globalement un pouvoir explicatif moyen supérieur à celui de la seconde ($0,246 > 0,175$).

Tableau 4 : Statistiques descriptives des paramètres d'estimation des VCRD

Paramètres de régression	1 ^{ère} Approche : VCRD – Totales				2 ^{ème} Approche : VCRD – Exploitation		
	β_0	β_1	β_2	R2 Ajusté	α_0	α_1	R2 Ajusté
Moyenne	-305,651	0,127	-0,143	0,246	202,283	0,115	0,175
Ecart type	1931,162	0,248	0,098	0,290	1494,142	0,230	0,278
Médiane	-68,172	0,101	-0,155	0,207	168,418	0,065	0,085

Le tableau 5 expose les statistiques descriptives des VCRD pour chaque portefeuille de sociétés considéré. En se basant sur la première approche (VCRD-T), nous observons pour le premier groupe une moyenne positive de 0,054. Nous enregistrons pour le troisième groupe une moyenne négative égale à -0,061. Nous constatons pour le second groupe une moyenne qui se rapproche nettement de zéro (-0,009). Les résultats obtenus à partir de la deuxième démarche (VCRD-Exp) vont dans le même sens et les moyennes enregistrées affichent des valeurs pratiquement similaires. Notons qu'ANOVA met en évidence des différences significative des moyennes. Cela voudrait dire qu'au moins un groupe sur trois affiche une moyenne différente. L'analyse Post Hoc de comparaison multiple détaille ces différences. Ainsi, le test de Bonferroni montre des différences significatives de moyennes entre les couples de groupes de sociétés pris tour à tour. Ces résultats semblent tout à fait conformes à nos anticipations et appuient le partage des sociétés en trois groupes selon la PFR pour capter correctement les incitations des dirigeants à la gestion des résultats comptables.

Tableau 5 : Statistiques descriptives des VCR discrétionnaires

<i>Groupes de sociétés</i>		VCRD-T	VCRD-Exp
Groupe (1) (IGH)	Moyenne	0,054	0,046
	Ecart type	0,140	0,132
	Médiane	0,048	0,032
Groupe (2) (Pas ou peu d'incitations)	Moyenne	-0,009	-0,014
	Ecart type	0,088	0,081
	Médiane	0,005	-0,001
Groupe (3) (IGB)	Moyenne	-0,061	-0,048
	Ecart type	0,137	0,124
	Médiane	-0,047	-0,037
Total	Moyenne	-0,005	-0,006
	Ecart type	0,132	0,121
	Médiane	0,003	0,000
<i>Différences des moyennes (3 groupes)</i>			
ANOVA (Intergroupes)	F.	58,855	47,605
	P.	0,000	0,000
(1)-(2)	Différence	0,063	0,060
Bonferroni (Post Hoc)	P.	0,000	0,000
	Intervalle*	[0,037 ; 0,088]	[0,036 ; 0,083]
(2)-(3)	Différence	0,052	0,034
Bonferroni (Post Hoc)	P.	0,000	0,001
	Intervalle	[0,026 ; 0,077]	[0,011 ; 0,058]
(1)-(3)	Différence	0,114	0,094
Bonferroni (Post Hoc)	P.	0,000	0,000
	Intervalle	[0,089 ; 0,139]	[0,071 ; 0,117]

* Sont présentées les bornes inférieures et supérieures de l'intervalle de confiance (95%) de Bonferroni.

Les statistiques descriptives des variables explicatives sont présentées en fonction des PFR dans le tableau 6. Les variables FTE (flux de trésorerie d'exploitation), DETTES et VCRt-1 sont normées par l'actif total. Les FTE sont de 0,201 pour les sociétés performantes et de 0,015 pour les autres. Ceci confirme la qualité de la répartition selon la bonne ou mauvaise performance. La variable PII s'élève en moyenne à 0,148 pour les sociétés les moins performantes et à 0,160⁶ pour celles les plus performantes. Toutefois, la différence de moyennes n'est pas significative. Presque la moitié des sociétés de notre échantillon a des états financiers certifiés par les « grands » cabinets d'audit. La proportion d'administrateurs indépendants aux conseils d'administration ou de surveillance se chiffre à plus de 0,13. Notons que la notion d'indépendance a été définie dans un sens strict. Nous n'avons considéré comme indépendants que les administrateurs qualifiés de tels dans les rapports annuels⁷ (la plupart des sociétés se réfèrent aux critères d'indépendance retenus par le rapport Bouton). La structure de l'actionnariat s'élève à 0,803 pour le premier groupe de sociétés et à 0,870 pour le deuxième. Néanmoins, cette différence semble induite plutôt par une différence de variances. Les VCR totales de l'année t-1 affichent respectivement pour le premier et le deuxième groupe des moyennes égales à -0,052 et 0,113 mais la différence de moyennes n'est pas significative au seuil de 10 %. La taille calculée à partir de la capitalisation boursière s'élève en moyenne à 3,483 pour le premier groupe et à 4,140 pour le second. Les sociétés de grande taille semblent plus performantes que les autres. La différence est significative au seuil de 1%. Cette même variable affiche également les écarts types les plus élevés, elle enregistre la plus haute « variabilité ». L'endettement est égal à 0,061 pour le premier groupe de sociétés et 0,050 pour le deuxième. Cette différence semble également induite par la différence de variances (Le P du test de Levene est significatif au seuil de 1%).

Par ailleurs, les corrélations de Spearman entre variables indépendantes sont présentées dans le tableau 7. Les investisseurs institutionnels sont positivement liés à la taille, à l'endettement, à la qualité d'audit, et à la proportion d'administrateurs indépendants. Par contre, ils sont négativement liés à l'actionnariat contrôlé et aux VCR t-1. Globalement, ces résultats sont cohérents avec ceux de Chung et al. (2002) et Koh (2003). Malgré certaines

⁶ Laffont-Debaere (2003) trouve, à partir d'un échantillon de 88 sociétés appartenant au SBF 120, des proportions de détentions institutionnelles de capital avoisinant les 0,19. Egalement, Olivero et Jarboui (2006) trouvent, à partir d'un échantillon de 132 sociétés, des proportions de 0,18. De façon cohérente avec ces travaux, nos statistiques descriptives affichent des proportions comparables.

⁷ Ceci revient à ne pas considérer automatiquement comme indépendants tous les administrateurs externes. Ce choix a été fait par ce que nous pensons qu'il est susceptible d'apporter plus de rigueur méthodologique.

corrélations statistiquement significatives entre des variables explicatives, les coefficients ne semblent pas assez élevés pour causer des problèmes de multicollinéarité.

Tableau 6 : Statistiques descriptives des variables indépendantes

Variables	FTE < Médiane annuelle et sectorielle des (FTE)		FTE > Médiane annuelle et sectorielle des (FTE)		Différence variances ^a		Différence moyennes ^b
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	F	P de F	P de t
FTE	0,015	0,123	0,201	0,114	0,007	0,935	0,000
II	0,148	0,115	0,160	0,122	2,657	0,103	0,188
AUD	0,484	0,500	0,476	0,500	0,233	0,629	0,805
INDEP	0,136	0,228	0,139	0,234	0,212	0,645	0,829
CONC	0,803	0,398	0,870	0,337	27,402	0,000	0,010
TAILLE	3,483	1,706	4,140	1,825	3,579	0,059	0,000
DETTES	0,061	0,087	0,050	0,067	14,359	0,000	0,037
VCR t-1	-0,052	0,182	0,113	1,962	3,344	0,068	0,105

^a L'appréciation de la différence des variances est faite sur la base du test de Levene.

^b valeur P est relative au test t de Student.

Les variables utilisées sont comme définies au tableau 1.

4-2- Les résultats de l'analyse multivariée :

Les résultats d'estimation du modèle 7 selon les moindres carrés ordinaires sont présentés dans les tableaux 8 et 9. Nous commençons, tout d'abord, par l'examen des coefficients des variables IGH et IGB. Les régressions A, B et C affichent des coefficients positifs pour IGH et négatifs pour IGB. Ces coefficients sont significatifs au seuil de 1 %. Ils confirment les statistiques descriptives des VCRD déjà reportés et montrent que les dirigeants connaissant une mauvaise (bonne) PFR ajustent activement à la hausse (baisse) leurs résultats comptables.

Tableau 7 : Matrice de corrélation de Pearson

	PII	AUD	INDEP	CONC	TAILLE	DETTES	VCRt-1
PII	1	0,088 (0,011)†	0,242 (0,000)*	-0,209 (0,000)*	0,249 (0,000)*	0,076 (0,028)†	-0,008 (0,828)
AUD		1	0,268 (0,000)*	-0,034 (0,323)	0,270 (0,000)*	0,076 (0,029)†	0,046 (0,204)
INDEP			1	-0,075 (0,031)†	0,268 (0,000)*	0,109 (0,002)*	-0,009 (0,812)
CONC				1	-0,021 (0,543)	-0,073 (0,037)†	0,010 (0,779)
TAILLE					1	0,170 (0,000)*	0,055 (0,135)
DETTES						1	0,144 (0,000)*
VCR t-1							1

Les variables utilisées sont comme définies au tableau 1.

*, † et ‡ désignent une probabilité critique inférieure à 1%, 5%, et 10%, respectivement.

Tableau 8 : Régressions multivariées sur les VCR discrétionnaires calculées à partir du modèle (5)
(au sens des moindres carrés ordinaires)

Variables	Signes	Modèles					
		(A)		(B)		(C)	
		Coeff. B	t (P)	Coeff. B	t (P)	Coeff. B	t (P)
Constante	+/-	-0,080	-4,559 (0,000)*	-0,076	-4,125 (0,000)*	-0,070	-3,564 (0,000)*
PII	+/-			-0,024	-0,633 (0,527)	-0,038	-0,657 (0,511)
IGH	+	0,073	7,202 (0,000)*	0,073	7,199 (0,000)*	0,098	6,063 (0,000)*
IGB	-	-0,062	-6,115 (0,000)*	-0,062	-6,102 (0,000)*	-0,092	-5,612 (0,000)*
PII x IGH	+/-					-0,168	-2,004 (0,045)†
PII x IGB	+/-					0,195	2,343 (0,019)†
AUD	+/-	-0,014	-1,636 (0,102)	-0,014	-1,649 (0,100)‡	-0,014	-1,654 (0,099)‡
INDEP	-	-0,054	-2,853 (0,004)*	-0,052	-2,697 (0,007)*	-0,046	-2,389 (0,017)†
CONC	-	0,013	1,189 (0,235)	0,012	1,037 (0,300)	0,009	,773 (0,440)
TAILLE	-	0,023	8,975 (0,000)*	0,023	8,935 (0,000)*	0,023	8,762 (0,000)*
DETTES	+	-0,169	-3,105 (0,002)*	-0,169	-3,096 (0,002)*	-0,153	-2,822 (0,005)*
VCR t-1	-	-0,003	-1,062 (0,288)	-0,003	-1,073 (0,284)	-0,003	-1,045 (0,296)
A. 2001	+/-	-0,014	-1,158 (0,247)	-0,014	-1,208 (0,228)	-0,016	-1,334 (0,183)
A. 2002	+/-	-0,002	-0,136 (0,892)	-0,002	-0,179 (0,858)	-0,004	-0,367 (0,714)
A. 2003	+/-	-0,001	-0,045 (0,964)	-0,001	-0,049 (0,961)	-0,002	-0,136 (0,892)
R2 Aj.			20 %		19,9 %		21,4 %
F.			19,970		18,326		17,205
P.			(0,000)		(0,000)		(0,000)
D-W.			1,856		1,857		1,863

La variable dépendante est constituée par les VCRD-T (1^{ère} approche) calculées à partir du modèle (5).

Les variables utilisées sont comme définies au tableau 1.

Le tableau 8 présente les coefficients de régression B, statistiques t de student et (valeurs P).

*, † et ‡ désignent une probabilité critique inférieure à 1%, 5%, et 10%, respectivement.

De façon cohérente, les régressions D, E et F affichent pour ces mêmes variables des coefficients comparables et significatifs également au seuil 1 %. En ce qui concerne notre variable d'intérêt PII, nous remarquons qu'au niveau des régressions B et E, les coefficients y afférents ne sont pas significatifs. De la même façon, nous constatons au niveau des régressions C et F que ces mêmes coefficients ne sont pas significatifs (au seuil de 10 %).

Tableau 9 : Régressions multivariées sur les VCR discrétionnaires calculées à partir du modèle (6)
(au sens des moindres carrés ordinaires)

Variables	Signes	Modèles					
		(D)		(E)		(F)	
		Coeff. B	t (P)	Coeff. B	t (P)	Coeff. B	t (P)
Constante	+/-	-0,067	-4,125 (0,000)*	-0,069	-4,010 (0,000)*	-0,059	-3,246 (0,001)*
PII	+/-			0,011	0,308 (0,758)	-0,026	-0,488 (0,626)
IGH	+	0,069	7,319 (0,000)*	0,069	7,315 (0,000)*	0,089	5,928 (0,000)*
IGB	-	-0,042	-4,412 (0,000)*	-0,042	-4,413 (0,000)*	-0,078	-5,096 (0,000)*
PII x IGH	+/-					-0,135	-1,733 (0,083)‡
PII x IGB	+/-					0,233	3,006 (0,003)*
AUD	+/-	-0,022	-2,756 (0,006)*	-0,022	-2,747 (0,006)*	-0,022	-2,754 (0,006)*
INDEP	-	-0,040	-2,283 (0,023)†	-0,041	-2,300 (0,022)†	-0,035	-1,939 (0,053)‡
CONC	-	0,015	1,471 (0,142)	0,016	1,502 (0,133)	0,012	1,180 (0,238)
TAILLE	-	0,019	7,861 (0,000)*	0,019	7,665 (0,000)*	0,018	7,516 (0,000)*
DETTES	+	-0,095	-1,868 (0,062)‡	-0,095	-1,871 (0,062)‡	-0,080	-1,592 (0,112)
VCR t-1	-	-0,005	-1,780 (0,075)‡	-0,005	-1,773 (0,077)‡	-0,005	-1,749 (0,081)‡
A. 2001	+/-	-0,026	-2,368 (0,018)†	-0,025	-2,331 (0,020)†	-0,027	-2,470 (0,014)†
A. 2002	+/-	-0,007	-0,638 (0,524)	-0,007	-0,615 (0,539)	-0,009	-0,828 (0,408)
A. 2003	+/-	-0,007	-0,653 (0,514)	-0,007	-0,650 (0,516)	-0,008	-0,766 (0,444)
R2 Aj.			16,8 %		16,7 %		18,5 %
F.			16,289		14,923		14,558
P.			(0,000)		(0,000)		(0,000)
D-W.			1,851		1,851		1,857

La variable dépendante est constituée par les VCRD-Exp (2^{ème} approche) calculées à partir du modèle (6).

Les variables utilisées sont comme définies au tableau 1.

Le tableau 9 présente les coefficients de régression B, statistiques t de student et (valeurs P).

*, † et ‡ désignent une probabilité critique inférieure à 1%, 5 %, et 10%, respectivement.

En revanche, les régressions C et F présentent pour la variable d'interaction entre PII et IGH des coefficients négatifs de -0,168 (P = 0,045) et de -0,135 (P = 0,083), respectivement. D'un autre coté, ces mêmes régressions présentent pour la variable d'interaction PII et IGB des coefficients positifs de 0,195 (P = 0,019) et 0,233 (P = 0,003), respectivement.

Globalement, ces résultats semblent montrer que les investisseurs institutionnels ne favorisent pas le recours aux pratiques de modulation des résultats comptables. En même temps, ils ne semblent pas non plus dissuader systématiquement le recours à ces mêmes pratiques. *Par contre, ils paraissent capables d'intervenir auprès des dirigeants et dissuader la gestion des VCRD lorsque ces derniers sont sensiblement incités à majorer ou à minorer le bénéfice.* En d'autres termes, les investisseurs institutionnels n'ont d'impact significatif sur la gestion des résultats que si les dirigeants ont de fortes incitations à gérer les résultats.

Par ailleurs, les résultats globaux montrent que les coefficients de la variable AUD sont, en général, négatifs et significatifs. Ils révèlent l'effet modérateur de la gestion des résultats des « grands » cabinets d'audit. Néanmoins, cet effet paraît moins prononcé que celui trouvé dans le contexte américain (Kim et al., 2003). Les coefficients de la variable INDEP sont également négatifs et significatifs. Ceci voudrait dire que les administrateurs indépendants peuvent dissuader la gestion des VCR discrétionnaires. Par contre, les coefficients de la variable CONC ne sont pas statistiquement significatifs et vont à l'encontre des anticipations émises. Les coefficients de la variable TAILLE (DETTES) sont positivement (négativement) associés aux VCRD calculées à partir des deux approches. Ces associations sont dans l'ensemble fortement significatives. Bien que non conformes aux anticipations de la théorie politico-contractuelle, les coefficients des variables TAILLE et DETTES sont cohérents avec ceux trouvés par certaines recherches antérieures (Chung et al., 2002 ; Piot et Janin, 2005). Finalement, conformément aux résultats de Grace et Koh (2005), les coefficients de la variable VCR t-1 sont négatifs et significatifs pour le seul cas des VCRD-Exp.

4-3- Analyse de sensibilité :

Tout au long de ce travail, nous avons essayé d'utiliser deux différentes mesures à la fois des VCR discrétionnaires afin d'apporter plus de rigueur à notre analyse. A présent, nous procédons à une analyse complémentaire pour nous assurer de la bonne spécification du modèle 7. Suivant Cormier et al. (1998), nous estimons ce modèle d'analyse pour chaque année. Nous calculons ensuite les moyennes des coefficients de régression ainsi que celles des statistiques t de Student. A partir de là, nous déterminons enfin les statistiques Z^8 qui nous permettront de nous prononcer sur la stabilité des résultats reportés dans le temps.

⁸ $Z = \frac{\bar{t}}{S / \sqrt{N-1}}$ où $\bar{t}$: moyenne des t de student ; S : Ecart type des t de student et N : nombre d'années.

Tableau 10 : Régressions par année sur les VCR discrétionnaires calculées à partir du modèle (5)

Variables	Signes	Modèles					
		(G)		(H)		(I)	
		Coeff. B moyen	Z O.S.R.	Coeff. B moyen	Z O.S.R.	Coeff. B moyen	Z O.S.R.
Constante	+/-	-0,082	6,495 4	-0,078	5,469 4	-0,075	4,222 4
PII	+/-			-0,028	1,487 3	-0,030	0,901 3
IGH	+	0,074	8,974 4	0,074	8,913 4	0,103	16,300 4
IGB	-	-0,060	8,233 4	-0,059	8,417 4	-0,086	5,676 4
PII x IGH	+/-					-0,206	3,352 4
PII x IGB	+/-					0,173	2,820 4
AUD	+/-	-0,010	2,304 4	-0,010	2,386 4	-0,011	2,340 4
INDEP	-	-0,046	2,841 4	-0,043	2,698 4	-0,038	2,308 4
CONC	-	0,016	1,730 4	0,014	1,413 3	0,012	1,047 3
TAILLE	-	0,022	8,088 4	0,022	8,024 4	0,021	7,499 4
DETTES	+	-0,167	3,172 4	-0,167	3,217 4	-0,156	3,301 4
VCR t-1	-	0,047	0,266 2	0,047	0,262 2	0,051	0,332 2
R2 Aj. moyen			22,1 %		21,8 %		23 %

La variable dépendante est constituée par les VCRD-Exp (1^{ère} approche) calculées à partir du modèle (5).

Les variables utilisées sont comme définies au tableau 1.

Le tableau 10 présente les coefficients de régression B moyens, statistiques Z [1,64 ($P \leq 0,10$) ; 1,96 ($P \leq 0,05$) et 2,57 ($P \leq 0,01$)] et nombre d'observations du signe reporté (du coefficient de régression moyen).

Les résultats de cette analyse sont exposés dans les tableaux 10 et 11. Globalement, ils confirment et donnent plus de crédibilité à ceux déjà reportés dans les tableaux 8 et 9. En particulier, les coefficients de régression moyens des variables IGH et IGB gardent les mêmes signes pendant les 4 années d'analyse et sont statistiquement significatifs. De la même façon, les variables d'interaction entre PII et IGH, d'un côté, et PII et IGB, de l'autre, obtenus à partir des régressions transversales (par année) gardent les mêmes signes pour les 4 années et sont également statistiquement significatifs. En ce qui concerne les autres variables et à part le cas de la variable VCR t-1, les coefficients de régression moyens affichés sont de signes similaires à ceux déjà trouvés. Aussi, ils sont dans la plupart des cas (hormis le cas de la variable PII) statistiquement significatifs. Dans l'ensemble, l'analyse de stabilité des résultats semble montrer que l'effet temporel ne biaise pas nos résultats.

Tableau 11 : Régressions par année sur les VCR discrétionnaires calculées à partir du modèle (6)

Variables	Signes	Modèles					
		(J)		(K)		(L)	
		Coeff. B moyen	Z O.S.R.	Coeff. B moyen	Z O.S.R.	Coeff. B moyen	Z O.S.R.
Constante	+/-	-0,076	7,262 4	-0,077	6,075 4	-0,070	3,995 4
PII	+/-			0,003	0,188 3	-0,026	0,758 3
IGH	+	0,068	7,795 4	0,068	7,766 4	0,090	12,834 4
IGB	-	-0,040	6,895 4	-0,039	7,010 4	-0,071	4,941 4
PII x IGH	+/-					-0,155	2,838 4
PII x IGB	+/-					0,209	2,964 4
AUD	+/-	-0,018	5,780 4	-0,019	6,127 4	-0,019	6,374 4
INDEP	-	-0,031	2,161 3	-0,032	2,013 3	-0,026	1,739 3
CONC	-	0,016	1,716 4	0,016	1,550 4	0,013	1,179 4
TAILLE	-	0,018	10,158 4	0,018	9,947 4	0,018	10,010 4
DETTES	+	-0,098	2,187 4	-0,099	2,175 4	-0,089	2,142 4
VCR t-1	-	0,004	0,585 3	0,004	0,588 1	0,006	0,540 1
R2 Aj. moyen			17,8 %		17,4 %		19,1 %

La variable dépendante est constituée par les VCRD-Exp (2^{ème} approche) calculées à partir du modèle (6).

Les variables utilisées sont comme définies au tableau 1.

Le tableau 11 présente les coefficients de régression B moyens, statistiques Z [1,64 (P ≤ 0,10) ; 1,96 (P ≤ 0,05) et 2,57 (P ≤ 0,01)] et nombre d'observations du signe reporté (du coefficient de régression moyen).

5- Conclusion :

Dans ce travail, nous avons essayé d'examiner l'influence des investisseurs institutionnels sur la discrétion managériale exercée pour gérer les résultats comptables. Récemment, l'impact que peuvent avoir ces investisseurs sur la production d'informations comptables et financières a suscité l'intérêt de nombreux chercheurs. Dans ce cadre, la littérature existante met en avant deux points de vue opposés. Le premier point de vue considère que les investisseurs institutionnels cherchent avant tout la maximisation de leur rentabilité à brève échéance. En se comportant ainsi, ils stimulent les incitations des dirigeants des sociétés cibles à s'investir dans des activités de modulation des résultats. L'objectif dans ce cas est de favoriser la performance immédiate. Inversement, le second point de vue estime que les

investisseurs institutionnels sont plutôt des actionnaires sophistiqués. La taille de plus en plus importante de leurs participations dans plusieurs sociétés les pousse à abandonner une attitude purement spéculative (Batsh, 2002). Ils ont les moyens et compétences nécessaires pour contrôler les dirigeants et dissuader le recours à la gestion des résultats comptables.

Nous avons testé ces deux points de vue alternatifs. Pour ce faire, nous avons, tout d'abord, décomposé notre échantillon d'entreprises en trois groupes : (1) pression à surévaluer les résultats, (2) pression neutre (pas ou peu d'incitations à gérer les résultats) et (3) pression à sous-évaluer les résultats. Nous avons, ensuite, essayé de voir si les détentions institutionnelles de capital affectent l'ajustement des VCR discrétionnaires.

Les résultats semblent montrer que les investisseurs institutionnels peuvent intervenir auprès des dirigeants et dissuader le recours à l'ajustement des variables comptables de régularisation discrétionnaires. En revanche, cette intervention ne paraît se faire que lorsque les dirigeants sont sensiblement incités à majorer ou minorer les bénéfices. Autrement, aucun effet statistiquement significatif n'est observé.

Ces résultats pourraient aider à mieux comprendre le rôle joué par les investisseurs institutionnels dans la production d'informations comptables par les sociétés cotées françaises. Ils ne devraient pas, en revanche, aboutir à considérer *tous* les institutionnels comme investisseurs capables de limiter l'opportunisme managérial. Ce travail est une tentative de dégager une tendance globale. Il contribue à l'enrichissement du débat sur les investisseurs institutionnels en montrant empiriquement qu'ils *peuvent*, sous certaines conditions, restreindre la modulation des résultats et jouer un rôle disciplinaire au niveau comptable. Approfondir davantage l'examen de ce rôle constitue un champ d'étude prometteur. A titre d'exemple, il serait judicieux pour des recherches futures d'examiner et évaluer les différents mécanismes qui permettent aux investisseurs institutionnels d'exercer un contrôle sur les dirigeants d'entreprises cibles.

Références bibliographiques :

- Abarbanell J. et Bernard V. (2000), « Is the U.S. stock market myopic? », *Journal of Accounting Research*, vol. 38, n° 2, pp. 221-242.
- Allegret J.P. et Baudry B. (1996), « La relation banque-entreprise : structures de gouvernement et formes de coordination », *Revue Française d'Economie*, vol. 11, pp. 3-36.
- Baker R. et Wallace P. (2000), « The future of financial reporting in Europe: its role in corporate governance », *The International Journal of Accounting*, vol. 35, n° 2, pp. 173-187.
- Bartov E., Gul F.A. et Tsui J.S.L. (2000), « Discretionary accruals models and audit qualifications », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 30, pp. 421-452.
- Batsch L. (2002), *Le capitalisme financier*, Editions La découverte, Paris.

- Ben M'Barek N. (2003), *Le comportement des investisseurs institutionnels dans le contrôle des entreprises de leurs portefeuilles : une contribution à l'étude des facteurs d'influence*, thèse de doctorat, Université de Nice.
- Berle A.A. et Means G.C. (1932), *The modern corporation and private property*, Mac Millan, New York.
- Blommestein H.J. et Funke N. (1998), « La montée des « zinzins » sur les marchés des capitaux », *L'observateur de l'OCDE*, n° 212, Juin-Juillet, pp. 37-42.
- Brancato C. (1997), *Institutional investors and corporate governance: best practices for increasing corporate value*, Irwin, Chicago.
- Bricker R. et Chandar N. (2000), « Where Berle and Means went wrong: a reassessment of capital market agency and financial reporting », *Accounting Organizations and Society*, vol. 25, pp. 529-554.
- Bushee B.J. (1998), « The influence of institutional investors on myopic R&D investment behaviour », *The Accounting Review*, vol. 73, n° 3, pp. 305-333.
- Bushee B.J. (2001), « Do institutional investors prefer near-term earnings over long-run value? », *Contemporary Accounting Research*, vol. 18, n° 2, pp. 207-246.
- Charreaux G. (1997), « Le gouvernement de l'entreprise », *Encyclopédie de Gestion*, Editions Economica, pp. 1652-1662.
- Cheng C.A. et Reitenga A. (2001), « Characteristics of institutional investors and discretionary accruals », *Working paper*, University of Houston.
- Chung R., Firth M. et Kim J.B. (2002), « Institutional monitoring and opportunistic earnings management », *Journal of Corporate Finance*, vol. 8, pp. 29-48.
- Chung R., Firth M. et Kim J.B. (2005), « Earnings management, surplus free cash flow and external monitoring », *Journal of Business Research*, vol. 58, pp. 766-776.
- Coffee J.C. (1991), « Liquidity versus control: the institutional investor as a corporate monitor », *Columbia Law Review*, vol. 91, n° 6, pp. 1277-1367.
- Cormier D. et Martinez I. (2006), « The association between management earnings forecasts, earnings management and stock market valuation: evidence from French IPO's », *The International Journal of Accounting*, vol. 41, n° 3, pp. 209-236.
- 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, vol. 1, pp. 25-48.
- Faccio M. et Lasfer M.A. (2000), « Do occupational pension funds monitor companies in which they hold large stakes? », *Journal of Corporate Finance*, vol. 6, pp. 71-110.
- Francis J.R. et Krishnan J. (1999), « Accounting accruals and auditor conservatism », *Contemporary Accounting Research*, vol. 16, n° 1, pp. 135-165.
- Fudenberg D. et Tirole J. (1995), « A theory of income and dividend smoothing based on incumbency rents », *Journal of Political Economy*, vol. 103, n° 1, pp. 75-93.
- Ginglinger E. (2002), « L'actionnaire comme contrôleur », *Revue Française de Gestion*, vol. 28, n° 141, pp. 37-55.
- Grace C.H. et Koh P.S. (2005), « Does the presence of institutional investors influence accruals management? Evidence from Australia », *Corporate Governance*, vol. 13, n° 6, pp. 809-823.
- Jeanjean T. (2001), « Incitations et contraintes à la gestion du résultat », *Comptabilité Contrôle Audit*, Tome 7, vol. 2, pp. 62-76.
- Jeffers E. et Plihon P. (2002), *La montée en puissance des fonds d'investissement : quels enjeux pour les entreprises ?*, La documentation française, Paris.
- Jensen M.C. et Meckling W.H. (1976), « Theory of the firm: managerial behaviour, agency costs and ownership structure », *Journal of Financial Economics*, vol. 3, pp. 305-360.
- Jones J. (1991), « Earnings management during import relief investigation », *Journal of Accounting Research*, vol. 29, n° 2, pp. 193-228.

- Kim J.B., Chung R. et Firth M. (2003), « Auditor conservatism, asymmetric monitoring and earnings management », *Contemporary Accounting Research*, vol. 20, n° 2, pp. 323-359.
- Koh P.S. (2003), « On the association between institutional ownership and aggressive corporate earnings management », *The British Accounting Review*, vol. 35, pp. 105-128.
- Lafont-Debaere A.L. (2003), *Influence des investisseurs institutionnels sur la politique financière des entreprises françaises*, thèse de doctorat, Université de Montpellier.
- Lang M. et McNichols M. (1997), « Institutional trading and corporate performance », *Working paper*, Stanford University.
- Mitra S. et Cready W.M. (2005), « Institutional stock ownership, accrual management and information environment », *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, vol. 20, n° 3, pp. 257-286.
- Monks R. et Minow N. (1995), *Corporate governance*, 3ème Edition 2004, Blackwell Publishing.
- Morin F. et Rigamonti E. (2002), « Evolution et structure de l'actionnariat en France », *Revue Française de Gestion*, vol. 28, n°141, pp. 155-187.
- Mottis N. et Ponsard J.P. (2002), « L'influence des investisseurs institutionnels sur le pilotage des entreprises », *Revue Française de gestion*, vol. 28, n° 141, pp. 225-248.
- Olivero B. et Jarbouli A. (2006), « Influence des actionnaires institutionnels sur les comportements des dirigeants d'entreprises en matière de choix d'investissement : une étude dans le contexte français de 1994 à 1998 », *27^{ème} congrès de l'AFC*, 10-12 mai, Tunis.
- 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*, vol. 32, pp. 415-445.
- Piot C. et Janin R. (2005), « Audit quality, corporate governance and earnings management in France », *28th Annual Congress of the European Accounting Association*, 18-20 May, Göteborg.
- Pochet C. (1998), « Inefficacité des mécanismes de contrôle managérial : le rôle de l'information comptable dans le gouvernement de l'entreprise », *Comptabilité Contrôle Audit*, Tome 4, vol. 2, pp. 71-88.
- Pound J. (1988), « Proxy contests and the efficiency of shareholder oversight », *Journal of Financial Economics*, vol. 20, pp. 237-265.
- Pozen R.C. (1994), « Institutional investors: the reluctant activists », *Harvard Business Review*, January-February, pp. 140-149.
- Rajgopal S., Venkatachalam M. et Jambalvo J. (1999), « Is institutional ownership associated with earnings management and the extent to which stock prices reflect future earnings? », *Working paper*, Stanford University.
- Shleifer A. et Vishny R.W. (1986), « Large shareholder and corporate control », *Journal of Political Economy*, vol. 94, n° 31, pp. 461-488.
- Smith M.P. (1996), « Shareholder activism by institutional investors: evidence from CalPers », *Journal of Finance*, vol. 51, n° 1, pp. 227-252.
- Stapledon G.P. (1996), « Disincentives to activism by institutional investors in listed Australian companies », *Sydney Law Review*, vol. 18, pp. 152-192.
- Stolowy H. et Breton G. (2003), « La gestion des données comptables : une revue de littérature », *Comptabilité Contrôle Audit*, Tome 9, vol. 1, pp. 125-152.
- Vander Bauwhede H., Willekens M. et Gaeremynck A. (2003), « Audit firm size, public ownership and firms' discretionary accruals management », *The international Journal of Accounting*, vol. 38, pp. 1-22.
- Wahal S. (1996), « Pension fund activism and firm performance », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 31, n°1, pp. 1-13.
- Watts R.L. et Zimmerman J.L. (1986), *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
- Young S. (1999), « Systematic measurement error in the estimation of discretionary accruals: an evaluation of alternative modelling procedures », *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 26, 833-862.