



International Journal Of Scientific And University Research Publication

ISSN No **301/704**

Listed & Index with
ISSN Directory, Paris



Multi-Subject Journal



LA GESTION RÉELLE DES RÉSULTATS: LE CAS DES ENTREPRISES FRANÇAISES

Fodil ADJAUD || Professeur Titulaire École de gestion Telfer / Université d'Ottawa 55 Laurier Avenue Est

Ottawa - Canada E-mail : adjaud@telfer.uottawa.ca.

ABSTRACT

Abstract: REAL EARNINGS MANAGEMENT: THE CASE OF FRENCH FIRMS Most studies related to the earnings management were based on the concept of the « accruals » to detect the

ated to the earnings management were based on the concept of the « accruals » to detect the discretion of management. Our study provides a contribution in the case of listed French companies by showing that in addition to managing the « accruals » - described by « accounting earnings management » - the leaders manage their cash flows from operations (cash accounting), to cross the zero threshold, through the management of a business operation (real activity): sales. This is qualified by « real earnings management ».

Résumé : La plupart des études liées à la gestion du résultat se sont basées sur la notion des « accruals » pour détecter la discrétion des dirigeants. Notre étude apporte une contribution dans le cas des sociétés françaises cotées en montrant qu'en sus de la gestion des « accruals » - qualifiée de « gestion comptable du résultat » - les dirigeants gèrent leurs *cash-flows* d'exploitation (comptabilité d'encaissement), pour atteindre le seuil zéro, à travers la gestion d'une activité d'exploitation (activité réelle) : les ventes. Cette dernière est qualifiée de « gestion réelle du résultat ».

KEYWORDS : Gestion réelle du résultat, seuil zéro, activités réelles : les

INTRODUCTION

Les scandales financiers ayant marqué les marchés boursiers au niveau international tels que l'affaire d'Enron aux États-Unis, Vivendi-Universal en France, Nortel au Canada, Parmalat à l'Italie et l'affaire de Batam en Tunisie nous poussent à nous interroger sur l'ampleur des comportements discrétionnaires des dirigeants en matière de gestion de leurs résultats comptables.

Bien qu'abondante, la littérature¹ ne porte, de manière générale, que sur la question de gestion des résultats comptables, autrement dit les « *accruals* » au détriment de l'autre modalité de gestion dite « réelle » des résultats qui a une influence directe sur les flux de trésorerie². Les auteurs font remarquer que la possibilité d'intervention des dirigeants dans le processus de gestion des résultats s'établit non seulement à travers les choix des méthodes comptables et des estimations comptables (amortissements et provisions) mais, aussi, à travers les décisions liées à l'exploitation de l'entreprise (vente et production). Cette seconde modalité de gestion du résultat est qualifiée de « *Real Earnings Management* » ou « *Earnings Management Through Real Activities Manipulation* », autrement dit c'est la gestion réelle du résultat ou la gestion du résultat à travers la manipulation des activités réelles.

La gestion réelle du résultat englobe les transactions déviantes de l'exploitation normale de l'entreprise telles que la production excédentaire, les remises ou les escomptes excessifs sur les prix, la réduction anormale des dépenses de recherche et développement (dépenses de R&D par la suite), etc. En recourant à ce type de gestion, les dirigeants visent à atteindre des objectifs à court terme ou des niveaux minimums de résultat. Cela évoque, bien évidemment, la notion de « seuil de résultat », (Roychowdhury, 2006).

Sur le plan empirique, nous constatons que la majorité des travaux³ a évalué primordialement la gestion des résultats par les « *accruals* »⁴, tout en ignorant les flux de trésorerie. En fait, certaines études ont considéré que les *cash-flows* font aussi l'objet de manipulation (par exemple, Lambert, 1984).

Le nombre important des études anglo-saxonnes sur ce sujet et la rareté des études en France ont motivé cette recherche. À notre connaissance, aucune étude n'a essayé d'étudier le comportement discrétionnaire des dirigeants dans le contexte français, en fonction d'une décision, prise par les dirigeants, ayant un impact direct sur les flux de trésorerie, et plus précisément à travers la manipulation des ventes.

L'étude de la gestion réelle des résultats dans un contexte français permet, d'une part, d'aider les investisseurs dans leurs processus de prise de décision et, d'autre part, d'avoir une conscience de tel comportement discrétionnaire dans l'évaluation de la valeur de l'entreprise.

1 Voir les articles suivants : Healy, 1985; Guidry et al., 1999; Defond and Jiambalvo, 1994; Kasznik, 1999; Healy and Wahlen, 1999; Dechow and Skinner, 2000; Kothari, 2001; Stolowy and Breton, 2003.

2 Qualifiée aussi par *cash-flows* d'exploitation (*cash-flows from operations*).

3 Jones, 1991 ; Hayn, 1995 ; Dechow et al. 1995 ; Teoh et al. 1998a et b ; McNicholas, 2000 ; Peasnell et al. 2000, Fields et al. 2001 et Pincus et Rajgopal, 2002 dans le contexte américain et Jeanjean 2001 et 2002 et Janin, 2000 dans le contexte français.

4 Les *accruals* ou les régularisations comptables correspondent à la différence entre le résultat net et les flux de trésorerie d'exploitation.

Dans cet article nous examinons les travaux⁵ relatifs à la gestion réelle du résultat. Nous testons l'hypothèse de recherche dans le cadre des sociétés françaises cotées.

Ainsi, nos objectifs sont triples. Tout d'abord, nous identifions les entreprises suspectes- c'est-à-dire celles qui gèrent leurs résultats de façon anormale à travers la manipulation des ventes. Ensuite, nous mesurons les *cash-flows* d'exploitation anormaux en examinant l'impact de telle pratique de gestion (manipulation des ventes) sur les *cash-flows* d'exploitation. Et finalement, nous comparons les entreprises suspectes avec les autres.

Le reste de l'article est structuré comme suit. La section 2 présente la littérature examinant la modalité de gestion réelle du résultat et développe les hypothèses de recherche. La section 3 est méthodologique et décrit l'échantillon, les variables et les modèles empiriques à tester. Les résultats empiriques obtenus sont présentés dans la section 4. La dernière section illustre les principales conclusions de cette recherche.

2- REVUE DE LA LITTÉRATURE

La gestion réelle des résultats est une décision prise par le dirigeant ayant un impact direct sur les flux de trésorerie. Dechow et Skinner (2000), Healy et Wahlen (1999) et Fudenberg et Tirole (1995) ont identifié les sociétés qui semblent s'engager dans les activités réelles suivantes: [1] la réduction des dépenses de R&D⁶, [2] la diminution des frais administratifs et généraux, [3] la synchronisation des ventes en offrant des promotions ou en offrant des termes de crédits plus flexibles⁷ et [4] la production excédentaire.

A l'instar des études de Beaver et al. (2004) et Durtschi et Easton (2005)⁸, Burgstahler et Dichev (1997) supposent que les discontinuités observées dans la distribution des bénéfices sont résultantes des actions réelles prises par les dirigeants. Ces derniers ont observé une augmentation des *cash-flows* d'exploitation avoisinant le seuil zéro. Néanmoins, leurs conclusions restent floues en raison du manque de moyens de preuve (test statistique significatif).

Selon certains chercheurs, par exemples Jeanjean (2002) et Beneish (2001), la gestion réelle est souvent délicate à détecter. Ils prédisent qu'il est difficile de distinguer entre une décision optimale de gestion et la volonté de manipuler les chiffres comptables (Schipper, 1989).

Ce n'est que récemment que les chercheurs; en se basant sur des études qualitatives ; Bruns et Merchant, 1990 ; Lambert et Sponem, 2005 ; Graham et al. 2005); se sont alors orientés vers la modélisation de la gestion réelle des résultats et ce en distinguant la partie discrétionnaire

5 Nous citons à titre d'exemples les travaux suivants : Bruns et Merchant, 1990 ; Dechow et al. 2003 ; Gunny, 2005 ; Graham et al. 2005 et Roychowdhury, 2004 et 2006.

6 Nous pouvons consulter aussi les études suivantes : Dechow et Sloan, 1991 ; Bushee, 1998 ; Baber et al. 1991 et Bens et al. 2002 et 2003.

7 Bartov (1993) a affirmé que les dirigeants agissent sur le « *timing* » de la vente de l'actif comme moyen de manipulation réelle. Cette décision a pour d'éviter la publication des résultats négatifs et la violation des termes de la dette.

8 Beaver et al. (2004) ont argué que 66,66 % de la discontinuité au niveau de la distribution des résultats est due à l'effet de l'impôt sur les bénéfices. Alors que, Durtschi et Easton (2005) ont l'expliqué par : (1) la déflation (employant, par exemple, la capitalisation boursière), (2) les critères de choix d'échantillon, (3) les différences entre les caractéristiques des observations à gauche et à droite de seuil zéro (tels que valeur boursière et analyste optimiste/pessimiste), ou (4) facteurs d'une combinaison des trois facteurs.

de celle non discrétionnaire de la variable à manipuler (Roychowdhury, 2004 ; Gunny, 2005 ; Roychowdhury, 2006 ; Eldenburg et al. 2007 ; Zang, 2007 ; Cohen et Zarowin, 2008).

Les travaux de Roychowdhury (2004 et 2006) ont apporté plusieurs contributions que nous résumons comme suit :

- sur le plan méthodologique : à partir de l'étude de Dechow et al. (1998), l'auteur développe un modèle de mesure des niveaux normaux des *cash-flows* d'exploitation (CFO), des coûts de production et des dépenses discrétionnaires (dépenses de R&D, frais administratifs et généraux et les dépenses de publicité). Ces variables devraient saisir l'effet des actions réelles mieux que des comptes de régularisation (*accruals*).

- sur le plan académique : l'auteur enrichit la littérature portant sur la gestion des résultats en prouvant que les entreprises américaines manipulent leurs activités réelles pour atteindre le seuil zéro.

De leur côté, Eldenburg et al. (2007) ont affirmé que les dirigeants des hôpitaux de Californie gèrent les activités réelles de leur entreprise soit à la hausse soit à la baisse selon les buts envisagés au cours de l'année. Ils ont remarqué que les hôpitaux avec des résultats légèrement négatifs diminuent leurs dépenses pour certaines activités inopérantes telles que les dépenses générales, les dépenses de recherche et les dépenses administratives pour éviter la publication des pertes, alors que les hôpitaux avec des résultats légèrement positifs diminuent la cession de leurs actifs pour échapper de l'examen minutieux des normalisateurs.

Herrmann et al. (2003), quant à eux, ont démontré que les entreprises japonaises augmentent leurs résultats en agissant sur leurs ventes lorsque les résultats d'exploitation au cours de l'année chutent en rapport aux prévisions de la direction et vice versa. Thomas et Zhang (2002)⁹ ont avancé que les entreprises américaines s'engagent dans une production excessive en année 0 pour abaisser le coût des marchandises vendues et enregistrer ainsi une augmentation de leurs résultats.

Enfin, afin d'étudier les facteurs clés qui motivent les dirigeants des entreprises américaines à entreprendre certaines décisions opérationnelles, par exemple réduire les dépenses discrétionnaires¹⁰, Graham et al. (2005 et 2006) ont réalisé une enquête avec 401 cadres financiers et une entrevue détaillée avec 20 dirigeants. Ils ont constaté que les interviewers révèlent leur grande volonté pour s'engager dans la gestion réelle mieux que celle de s'engager dans la gestion des *accruals*. Cette motivation est appréciée surtout dans le cas où la gestion des activités réelles ne peut pas être différenciée des décisions économiques optimales, et être ainsi plus difficiles d'être détectée.

D'après cette revue de la littérature, nous précisons que:

- actuellement peu d'études dans le contexte français ont examiné systématiquement le phénomène de gestion réelle du résultat dans le cadre d'atteindre certains seuils de résultats. Par contre, la majorité des travaux a été réalisée dans le contexte américain.

9 Pour plus de détail, nous pouvons nous référer, aussi, au travail de Hribar (2002) et Bruns et Merchant (1990).

10 Les dépenses discrétionnaires regroupent les dépenses de R&D, les frais de maintenance et les dépenses de publicité.

- les dirigeants gèrent leurs résultats en agissant sur les activités réelles suivantes : les dépenses de R&D, les ventes, la production, les frais généraux et administratifs et les dépenses de publicité.

2.2 Hypothèse de recherche

Dans cette étude, nous supposons que la gestion réelle n'est que l'accélération de la synchronisation ou/et la production additionnelle des ventes. En fait, pour accroître le volume des ventes, les dirigeants accordent des remises ou/et des escomptes excessifs ou offrent plus de terme de crédit. Par conséquent, les flux entrants par unité vendue sont plus faibles par rapport aux flux entrants liés à l'exploitation habituelle des entreprises. En effet, dans le cycle normal d'exploitation l'effet des ventes sur les *cash-flows* d'exploitation est habituel (positif). Cependant, si les directeurs s'engagent dans cette activité plus intensivement que la normale, avec l'objectif d'atteindre un seuil de résultat, l'impact sera inhabituel (négatif). La manipulation des ventes, entraîne des niveaux discrétionnaires (niveaux anormaux) des *cash-flows* d'exploitation. De façon générale, Roychowdhury (2004) suppose que la gestion réelle réduit le niveau des *cash-flows* d'exploitation durant l'année par rapport à un niveau normal des ventes. Néanmoins, il prévoit que les résultats de l'année augmentent globalement.

Par ailleurs, les entreprises considérées comme suspectes¹¹ entreprennent des activités qui affectent défavorablement les *cash-flows* d'exploitation (CFO) relatifs aux ventes de l'année.

Ainsi, nous émettons l'hypothèse centrale suivante :

Après avoir contrôlé leur niveau des ventes, les entreprises considérées comme suspectes dégagent temporairement de

faibles *cash-flows* d'exploitation.
Autrement dit, les entreprises suspectes publient des *cash-flows* d'exploitation anormalement plus faibles que ceux des autres entreprises.

3- MÉTHODOLOGIE DE LA RECHERCHE

Dans cette section, nous présentons, d'abord, l'échantillon de notre étude et les sources de collecte des données et, ensuite, nous exposons les modèles à tester ainsi que les différentes variables utilisées.

3-1 Echantillon et collecte des données

Notre échantillon est composé de 1771 observations (entreprises-années). La population choisie représente l'ensemble des sociétés françaises cotées sur la période allant de 1996 à 2001.

Les données ont été recueillies à partir de la base de données « Thomson Financial Analytics ». Cette base regroupe des données comptables détaillées relatives à l'ensemble des entreprises cotées.

Le processus d'échantillonnage est détaillé ci-dessous :

- en premier lieu, nous avons éliminé les données manquantes à cause de leur indisponibilité; ainsi, nous avons écarté 6525 observations.
- en second lieu, nous avons exclu toutes les entreprises à caractère financier (tels que les banques, les institutions financières et les sociétés d'assurance) en raison de la spécificité de leurs règles comptables. Ces dernières ne disposent pas de comptabilité comparable aux

11 Les entreprises suspectes sont celles qui gèrent réellement leurs résultats. Elles sont situées dans l'intervalle à droite de seuil zéro (avoisinant le seuil zéro), (Burgstahler et Dichev, 1997; Degeorge et al. 1999 et Roychowdhury, 2006).

sociétés industrielles et commerciales. Nous avons éliminé les entreprises ayant un SIC code entre 60 et 69. Au total nous avons éliminé 96 observations.

- enfin, nous avons écarté les observations extrêmes à raison de 5 % pour chaque année. Ceci nous a conduit à éliminer 218 observations.

Le tableau ci-dessous détaille le processus d'échantillonnage :

Tableau 1: Processus d'échantillonnage des entreprises cotées sur le marché français entre 1996 et 2001

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	Total des observations
Population d'étude	1435	1435	1435	1435	1435	1435	8610
Données manquantes	(1291)	(1223)	(1167)	(1092)	(910)	(842)	(6525)
Total 1	144	212	268	343	525	593	2085
Banques, institutions financières et sociétés d'assurances (SIC 6000-6999)	(3)	(8)	(8)	(13)	(33)	(31)	(96)
Total 2	141	204	260	330	492	562	1989
Observations extrêmes (5 %)	(2)	(13)	(20)	(40)	(69)	(74)	(218)
Échantillon final	139	191	240	290	423	488	1771

3-2 Modèles à tester et définitions des variables

3-2-1 Modèles à tester

Afin de tester notre hypothèse d'étude, nous nous sommes basés sur deux méthodes statistiques à savoir les histogrammes de normalité et les modèles de régression linéaire.

- Histogramme de normalité

Les histogrammes de normalité sont utilisés afin d'observer les discontinuités au niveau de la distribution des résultats et d'identifier les entreprises suspectes¹².

Pour identifier les entreprises suspectes, nous adaptons la même démarche que Roychowdhry (2006). Ainsi, nous représentons en abscisse le taux de rendement de l'actif (ROA) défini comme étant les bénéfices avant les éléments extraordinaires divisés par le total des actifs alors que l'axe des ordonnées désigne le nombre des entreprises par année.

- Modèles de régression linéaire

L'utilisation de la régression linéaire se justifie par le fait que la variable à expliquer, la gestion réelle des résultats, est continue et non nominale. Elle est approximée par les *cash-flows* d'exploitation anormaux.

Deux modèles de régressions sont envisagés (voir tableau 2).

Le premier modèle a un double objectif. D'une part, il nous permet d'étudier l'effet des ventes et des variations des ventes sur les *cash-flows* d'exploitation totaux et en conséquence de mesurer les *cash-flows* normaux. D'autre part, il nous permet de déduire les *cash-flows* d'exploitation anormaux. Ces derniers correspondent au terme d'erreur (en) (c'est la différence entre les *cash-flows* d'exploitation totaux et les *cash-flows* d'exploitation

12 Pour identifier les entreprises qui ont plus tendance à manipuler les activités réelles, Roychowdhury (2006) s'est concentré sur les entreprises-années dans l'intervalle avoisinant le seuil zéro.

normaux). Les *cash-flows* d'exploitation normaux sont calculés à travers les coefficients estimés (β_1 et β_2). Ils représentent le comportement ordinaire des dirigeants, lié à l'exploitation normale de l'entreprise.

Le second modèle a comme objectif de comparer les *cash-flows* anormaux des entreprises suspectes avec le reste des entreprises de l'échantillon. Le recours à cette régression nous permet de montrer la volonté des dirigeants pour s'engager dans la gestion réelle des résultats.

Modèle 1	Modèle 2
$CFO_n / A_{n-1} = \alpha + \beta_1 (1 / A_{n-1}) + \beta_2 (S_n / A_{n-1}) + \epsilon_n$ Où : - α est une constante. - β_1 et β_2 sont les coefficients à estimer. - ϵ_n est le terme d'erreur. - A_{n-1} désigne le total des actifs à la fin de la période n-1. - S_n désigne les ventes pour la période n.	$CFA = \alpha + \beta_1 (SIZE) + \beta_2 (ROA) + \beta_3 (MTV) + \beta_4 (SUS) + \epsilon$ Où : - α est une constante. - β_1, β_2, β_3 et β_4 sont les coefficients à estimer. - CFA est les <i>cash-flows</i> anormaux. - SIZE est la taille d'entreprise. - MTV est le ratio de trésorerie totaux pour la période n. - ROA représente le rendement de l'actif total.

	- ΔS_n désigne la variation des ventes.	des actif s. C' est le ratio « Re turn On Ass ets ».
	- ε_n est le terme d'erreur.	- SU SPE CT_ IN d ésig ne les e ntre pris es s uspe ctes.
		- en est le te rme d'err eur.

dépendante et représente la différence entre les *cash-flows* d'exploitation totaux (codés CFO) et les *cash-flows* d'exploitation normaux (codés CFN). Les *cash-flows* d'exploitation anormaux correspondent au terme d'erreur (*en*) évalué au niveau du modèle de régression (1). Ils résultent des actions qui dévient de la gestion normale de l'entreprise.

- *Bénéfice net divisé par le total des actifs (ROA)* : l'inclusion de cette variable au niveau du modèle de régression (2) permet de contrôler la performance des entreprises par rapport aux autres.

- *Entreprises suspectes, (SUSPECT_IN)*: c'est une variable binaire qui prend la valeur 1 pour les entreprises qui ont un ratio « ROA » juste dans l'intervalle à droite de seuil zéro et 0, autrement.

- *Taille de l'entreprise, (SIZE)*: il s'agit d'une variable de contrôle. Plusieurs mesures sont souvent retenues, par exemple le logarithme du total actif et le chiffre d'affaires. Dans notre étude, la taille de l'entreprise est approximée par le logarithme naturel de l'actif total.

- *Opportunité de croissance ou ratio « Market to Book Value », (MTV)*: Il s'agit d'une variable de contrôle. Suivant les études de Skinner et Sloan (2002), Hribar et al. (2004) et Roychowdhury (2006), nous présentons le ratio « Market to Book Value » comme étant le rapport entre la valeur boursière et la valeur comptable de l'entreprise.

MTV 14= Valeur boursière des actions / Valeur comptable des actions

3-2-2 Définitions des variables Les variables du modèle de régression 1 sont les suivantes :

- *Cash-flows d'exploitation totaux, (CFO n)* : représentent les flux de trésorerie totaux pour la période n.

- *Total des actifs à la fin de la période n-1, (An-1)*: cette variable est employée pour éliminer le problème d'hétérogénéité de l'échantillon.

- *Les ventes pour la période n, (S n)* : sont le chiffre d'affaires réalisé par l'entreprise au cours de l'année.

- *La variation des ventes, (ΔS_n)*: est la différence entre le chiffre d'affaires de l'année en cours (Sn) et le chiffre d'affaires de l'année précédente (Sn-1).

La variation, entre les exercices n-1 et n, est mesurée de la façon suivante :

$$\frac{[S_t - S_{t-1}]}{S_{t-1}}$$

13 Selon Roychowdhury (2006), la littérature suggère l'inclusion de la variable « *scaled intercept* », $\alpha (1 / An-1)$, dans le modèle d'estimation des *accruals* discrétionnaires. En fait, cela permet d'éviter une fausse corrélation entre les *cash-flows* mesurés et les ventes mesurées due à la variation de la variable « total des actifs ». De plus, inclure cette variable permet de voir que la moyenne de la variable à expliquer : CFO_n / An-1 soit différente de zéro lorsque les variables explicatives, les ventes et les variations des ventes, sont égales à zéro.

L'objectif de l'utilisation de la variation annuelle est de tenir compte de l'effet de la variation de l'exercice précédent et d'attribuer le même poids à cette variable par rapport aux autres variables explicatives du modèle.

Les variables du modèle de régression 2 sont les suivantes :

- *Cash-flows d'exploitation anormaux, Y (CFA)* : c'est la variable

Le tableau 3 résume les variables d'étude et les identificateurs associés.

Tableau 3 : Descriptions des variables de l'étude

Variables		Types	Définitions & Mesures		
ROA		Métrique			
CFO		Métrique			
CFN		Métrique			
S		Métrique			
ΔS		Métrique			
TA		Métrique			

CFA Métrique Cash-flows d'exploitation anormaux sont le terme d'erreur relatif au modèle de régression (1) ou CFA = CFO-CFN.

SUSPECT_NI Binaire Entreprises suspectes- prennent la valeur 1 si elles ont un ratio *ROA* situé à l'intervalle juste à droite de zéro, 0 si non.

SIZE Métrique Taille de l'entreprise est le logarithme naturel du total de l'actif.

MTV Métrique « *Market to Book Value* » est le rapport entre la valeur boursière et la valeur comptable des actions.

14 Skinner et Sloan (2002) ont montré que les entreprises avec une opportunité de croissance sont plus pénalisées par le marché boursier quand elles manquent à des seuils de résultats. Bien que leur étude se concentre principalement sur les prévisions d'analyste, Roychowdhury (2006) prévoit qu'il est probable que la croissance affermis également la pression de rencontrer d'autres seuils de résultats, y compris zéro.

4- PRÉSENTATION ET INTERPRÉTATIONS DES RÉSULTATS

4-1 Identification des entreprises suspectes

4-1-1 Préparation des données

Pour construire les histogrammes empiriques correspondants aux distributions des bénéfices nets divisés par le total des actifs, (*ROA*), il est nécessaire d'étudier de près les caractéristiques de cette variable à travers tout l'échantillon (1771 observations) et sur la période d'étude (1996-2001).

L'examen statistique nous permettra de choisir une échelle adéquate pour la construction des histogrammes empiriques de façon à prendre le maximum d'observations¹⁵ dans la présentation de la densité de la distribution, à savoir : l'étendue de la région symétrique autour de seuil zéro, la largeur des bâtons des histogrammes, etc.

Nous avons dressé les statistiques descriptives relatives à la variable « *ROA* ». Le tableau 4 montre un nombre total de 1771 observations. Le nombre des observations disponibles par année passe de 139 en 1996 à 488 en 2001. Les moyennes du ratio « *ROA* » sont positives à travers tout l'échantillon et sur toute la période d'étude. Pratiquement, la variation entre les années d'étude est négative exclusion faite de la variation entre 1996 et 1997 où elle est positive à l'ordre de 0.015. La médiane est positive et varie légèrement entre les années d'étude. Nous remarquons que la moyenne et la médiane du ratio « *ROA* » diminuent sur la période d'étude. Ces statistiques, ainsi que l'examen des données, révèlent que les observations négatives sont plus fréquentes sur les dernières années.

Le quartile moyen de premier ordre (Q1) du ratio « *ROA* » est de 0.078, l'interquartile moyen (Q4) est de 0.152 sur la période 1996-2001, ce qui montre que cette variable varie moyennement entre 0.078 et 0.152 avec un écart type moyen de 0.149.

Tableau 4: Les statistiques descriptives de la variable « *Return On Assets* » sur la période de 1996 à 2001

Return On Assets (ROA) = Bénéfices nets / Total des actifs				
Années type	N	Moyenne	Ecart-type	
	Q1. 25%	Méd. 50%	Q4. 75%	
1996				139
1997				191
				240
				290

	423	0.112	
	0.060	0.077	
		0.112	
	488	0.106	
	0.067	0.069	
		0.107	
	1771	0.112	0.149
	0.078	0.113	
1998			
1999			
2000			
2001			
Total			
La première colonne 'Années' représente l'année d'étude, la deuxième colonne 'N' repré des observations disponibles au titre de chaque année, les cinq dernières colonnes respectivement les valeurs annuelles de la moyenne, l'écart type, le premier quartile, l'interquartile.			

Suite à cette brève description, nous proposons de construire des histogrammes empiriques de la variable « *ROA* » dans la région symétrique [-0.090 ; 0.250]¹⁶ afin d'introduire le maximum

15 Et ce après avoir éliminé les observations aberrantes.
16 Et suite à des simulations, sur le choix de l'étendue de la région symétrique, non reportées dans ce travail, nous proposons l'intervalle suivant : [-0.090; 0.250].

d'observations et tout en éliminant les valeurs extrêmes de manière à améliorer l'homogénéité de l'échantillon.

4-1-2- Entreprises suspectes

La figure 2 représente l'histogramme historique de la variable « *ROA* » entre 1996 et 2001 et portant sur 1771 observations disponibles.

L'axe des abscisses, une demi-droite symétrique par rapport à zéro, allant de -0.090 à 0.250, est divisé en des intervalles égaux de 0.0075 d'amplitude, représentant la largeur des bâtons composant les histogrammes. L'axe des ordonnées représente la fréquence des observations dans chaque intervalle. La valeur médiane de la distribution du ratio « *ROA* » sur toute la période est de 0.0075, le mode est de 0.0075 et la moyenne est de 0.00375, ce qui indique une tendance centrale dépassant légèrement zéro.

La figure montre une discontinuité au niveau de la distribution du ratio « *ROA* » à un seuil égal à 0.06, pratiquement autour de seuil zéro. En effet, les fréquences de ce dernier dans les intervalles juste à gauche de zéro sont anormalement faibles alors que les fréquences avoisinant le seuil zéro sont anormalement élevées.

En poursuivant la même méthodologie basée sur les distributions du ratio « *ROA* », nous allons répliquer le travail déjà réalisé sur des données de panel, sur des données annuelles pour identifier les entreprises qui optent pour une gestion réelle du résultat - qualifiées d'entreprises suspectes.

Dans une première étape, nous construisons les histogrammes empiriques annuels relatifs au ratio « *ROA* ». Nous obtenons six distributions présentées dans la figure 3.
Dans une seconde étape, pour chaque année, nous identifions les entreprises suspectes. Le tableau 5 récapitule le nombre et les

caractéristiques respectivement des entreprises suspectes et des autres entreprises (non suspectes).

Tableau 5 : Nombre des entreprises suspectes et non suspectes et leurs caractéristiques

Années	Entreprises suspectes	Entreprises non suspectes		
	Total	N	Moyenne	Ecart type
1996	139	34	0.024	0.035
1997	191	33	0.028	0.045
1998	240	44	0.026	0.043
1999	290	62	0.039	0.035
2000	423	99	0.036	0.035
2001	488	134	0.029	0.038
Total	1771	406	0.030	0.038
Fréquence	23 %			

D'après les histogrammes et le tableau ci-dessus, nous pouvons conclure que :

D'abord, nous observons une discontinuité dans la distribution du ratio « ROA » autour de seuil 0.060.

Ensuite, les entreprises suspectes se situent dans l'intervalle [0.060; 0.0675).

Enfin, le nombre total des entreprises suspectes est de 406 entreprises, représentant 23 % de l'échantillon de notre étude sur la période 1996-2001. Nous remarquons une augmentation du nombre des entreprises suspectes, passant de 33 en 1997 à 134 entreprises suspectes en 2001. En pourcentage, le nombre des entreprises suspectes passe de 8.37 % en 1997 à 33 % en Ceci confirme l'intention des dirigeants pour s'engager dans la gestion réelle du résultat.

4-2 Impact des ventes sur les cash-flows d'exploitation totaux

Les résultats de la régression (1) figurent au tableau 6. Ce tableau présente les coefficients de régression estimés pour le calcul des cash-flows normaux, le test de *Student*, le test de *Fisher* et le R2 relatif à chaque année d'étude.

En ce qui concerne la signification globale du modèle, nous constatons que ce dernier est significatif pour l'ensemble des années d'étude, à l'exception des années 1998 et 2000, puisque la statistique de Fisher indique un seuil de signification de 0.05.

Pour le pouvoir explicatif du modèle (R2), nous remarquons que les ventes et les variations des ventes pour les différentes années d'étude expliquent faiblement la gestion réelle des résultats. Par exemple pour les années 1996, 1997, 1999 et 2001 le pouvoir explicatif est respectivement de 6.6 %, 5.6 %, 6.1 % et 4.1 %. D'autres activités réelles sur lesquelles peuvent agir les dirigeants peuvent mieux expliquer la gestion réelle des résultats tels les dépenses de R&D et la production, etc.

Une fluctuation est observée au cours des années concernant l'impact des ventes sur les cash-flows d'exploitation. En effet, les coefficients estimés de l'activité des ventes pour les années 1996, 1997 et 2000 sont respectivement de -0.023, -0.058 et -0.069 avec une significativité de 1 % et 10 %. Cela implique que les ventes ont un effet négatif sur les cash-flows d'exploitation c'est-à-dire plus le volume des ventes de l'année 2000, par exemple, augmente plus les flux de trésorerie par unité vendue diminuent. Par contre, pour les années 1998, 1999 et 2001, les coefficients estimés sont positifs à l'ordre de 0.022, 0.017 et 0.039, ainsi les ventes sur ces années augmentent les flux de trésorerie par unité vendue.

En conclusion, nous rappelons que le modèle de régression (1) est employé primordialement pour mesurer les cash-flows normaux. Ce modèle nous montre éventuellement l'impact des ventes sur les cash-flows d'exploitation totaux (CFO), et en conséquence nous permet de mesurer les cash-flows d'exploitation anormaux. En effet, la gestion réelle des résultats est une variable continue qui est approximée par les cash-flows d'exploitation anormaux.

Nos résultats empiriques nous permettent de confirmer la première partie de l'hypothèse d'étude pour les années 1996, 1997 et 2000 à savoir : **Après avoir contrôlé leur niveau des ventes, les entreprises considérées comme suspectes dégagent temporairement de faibles cash-flows d'exploitation.**

Tableau 6: Résultats obtenus de la régression (modèle 1) des ventes et des variations des ventes sur les cash-flows d'exploitation totaux

(Les variables sont divisées par le total des actifs)

- Variables indépendantes : « intercept scaled » ($1/A_{n-1}$), ventes de l'année (S_n) et variation des ventes (ΔS_n), ces variables sont divisées par le total des actifs de l'année $n-1$ (A_{n-1}). - Variable dépendante : cash-flows d'exploitation (CFO)

- *, ** désignent les seuils de signification, respectivement, de $P = 10\%$ et $1\% < P < 5\%$.

4-3 Comparaison des entreprises suspectes avec le reste des entreprises

Les entreprises qui publient des bénéfices juste au-delà de zéro entreprennent des activités qui affectent défavorablement leurs cash-flows d'exploitation totaux (CFO) et en conséquence les cash-flows d'exploitation anormaux, calculés en se référant au modèle de régression (1). Par ailleurs, les entreprises suspectes exposent des cash-flows anormaux négatifs par rapport aux autres entreprises (Roychowdhury, 2006).

Les résultats du tableau 7 confirment notre hypothèse d'étude. En effet, nous remarquons que pour chaque année les coefficients estimés sont négatifs, exception faite pour l'année 1997.

Pour l'année 1996, les 34 entreprises suspectes exposent des cash-flows d'exploitation anormaux faibles par rapport aux autres entreprises (105 entreprises) à l'ordre de -5.5 % avec un seuil de signification de 10 %. Le test de Fisher de 27.205 est significatif au seuil de 1 %. Le pouvoir explicatif du modèle est à l'ordre de 44.8 %. Ainsi, les variables d'étude, à savoir la taille de l'entreprise et le ratio « ROA », expliquent 44.8 % de la gestion réelle des résultats.

Pour l'année 1998, nous notons que la significativité globale du modèle est de 8.013. En effet, le ratio « Market to Book Value » et « ROA » expliquent 12.1 % du modèle ($R^2=12.1\%$) avec un seuil de significativité à l'ordre de 5 %. De plus, les 44 entreprises suspectes

affichent des cash-flows d'exploitation anormaux faibles par rapport aux 158 entreprises non suspectes à l'ordre de - 0.033.

Pour les années 1999, 2000 et 2001, nous observons que les coefficients relatifs aux entreprises suspectes sont respectivement de -0.118, -0.077 et -0.005.

Nos résultats confirment également la seconde partie de l'hypothèse d'étude, exception faite pour l'année 1997, qui annonce que les entreprises suspectes exposent des cash-flows d'exploitation anormaux plus faibles par rapport aux restes des entreprises de l'échantillon.

Globalement, nos résultats¹⁷ soutiennent l'hypothèse que les dirigeants des entreprises s'engagent dans la gestion réelle des résultats à travers la manipulation des ventes. Cette motivation s'appuie sur l'idée qu'il est plus bénéfique pour un dirigeant d'annoncer un résultat positif plutôt qu'une perte.

Notre étude revêt une importance cruciale pour les investisseurs dans la mesure où elle permet de montrer l'impact d'une décision discrétionnaire d'exploitation prise par les dirigeants sur ses cash-flows d'exploitation. Ceci permet en outre d'aider les investisseurs dans leurs processus de prise de décision et d'avoir une conscience de tel comportement discrétionnaire dans l'évaluation de la valeur de l'entreprise.

¹⁷ Ils sont en accord avec ceux de Roychowdhury (2006) sur la période de 1987 à 2001 relatifs à 21 758 observations. Il a montré que les entreprises suspectes ont des cash-flows d'exploitation anormaux qui sont inférieurs en moyenne de 2 % comparés au reste des entreprises. Le coefficient estimé est négatif (-0.020) et significatif au seuil de 5 % ($t = -3.05$).

CONCLUSION

L'objet de notre recherche porte sur la question de gestion réelle des résultats dans le contexte français. Plus précisément, notre travail examine l'influence d'une activité réelle à savoir les ventes sur les *cash-flows* d'exploitation.

La plupart des études antérieures utilisent des modèles basés sur les engagements (*accruals*) pour mesurer le phénomène de

gestion des résultats. Néanmoins, la revue de la littérature a confirmé la possibilité de déterminer la discrétion des dirigeants tout en s'engageant dans la gestion des *cash-flows* d'exploitation à travers la manipulation des ventes.

Une hypothèse centrale a été émise et une étude empirique a servi comme un appui pour la tester dans le contexte français. L'échantillon retenu se compose de 1771 observations (entreprises-années) entre 1996 et 2001.

La démarche de cette recherche a consisté, notamment, à construire des histogrammes de normalité et à tester deux modèles économétriques. Le traçage des histogrammes nous a permis d'identifier les entreprises suspectes tout en observant les discontinuités au niveau de la distribution du ratio « *ROA* » autour de seuil zéro pour chaque année d'étude. Alors que le premier modèle s'est intéressé à mesurer l'ampleur de la gestion réelle approximé par les *cash-flows* anormaux. Enfin, le second modèle a comparé les *cash-flows* d'exploitation anormaux des entreprises suspectes avec celles non suspectes.

L'analyse des résultats nous a amené à vérifier que les entreprises françaises gèrent leurs ventes pour atteindre certains objectifs envisagés durant l'exercice comptable. De plus, les entreprises suspectes enregistrent des *cash-flows* d'exploitation anormaux plus faibles par rapport à celles non suspectes. En somme, ceci confirme la volonté des dirigeants pour s'engager dans la gestion réelle des résultats tout en agissant sur les ventes de l'année.

Cependant nos conclusions méritent d'être interprétées avec certaines réserves puisque comme tout travail de recherche, cette étude comporte certaines limites.

D'abord, nous nous sommes limités à l'activité des ventes pour mesurer la gestion réelle des résultats. En d'autre terme, notre étude ne propose pas une liste approfondie de toutes les activités sur lesquelles peuvent agir les dirigeants lors d'une éventuelle gestion réelle des résultats. Un examen plus complet des autres types des activités réelles est laissé à la future recherche, par exemple la production, les dépenses de R&D.

De plus, la méthode employée pour identifier les entreprises suspectes (se concentrer seulement sur les entreprises dans le petit intervalle à droite de zéro) limite la puissance de nos résultats. En fait, les entreprises qui atteignent le résultat zéro ne sont pas les seules qui essayent d'atteindre la cible zéro par la gestion réelle du résultat. D'autres incitations sont possibles. Par exemple, certaines entreprises qui publient des résultats positifs ont une incitation d'abaisser leurs résultats pour rapporter des bénéfices qui sont légèrement au dessus de zéro dans le but de créer des réserves pour les exercices futurs et réduire leur visibilité économique. Ainsi, l'intervalle avoisinant le seuil zéro peut inclure une part des entreprises qui ont l'intention de réduire leurs résultats. Ceci biaise nos résultats vu que notre étude cherche à identifier les entreprises qui augmentent leurs résultats pour atteindre le seuil zéro.

Pour affiner notre recherche, il était peut être plus judicieux de se baser en sus de l'approche quantitative à une approche

qualitative. En fait, la combinaison de ces deux méthodes dans le cadre d'une seule recherche nous permet d'affirmer la nature de gestion des résultats entretenue par les dirigeants des entreprises françaises.

Notre travail soulève aussi plusieurs pistes de recherches futures.

D'abord, une question importante qui se pose : « la quelle des deux méthodes (la gestion réelle des résultats et la gestion comptable des résultats), est la plus bénéfique ; quand les dirigeants ont la flexibilité de s'engager dans les deux ? », (Zang, 2007).

De même, une autre question mérite d'être soulevée : quels sont les facteurs qui ont un effet sur l'étendue de la gestion réelle des résultats ? Par exemple, la présence des investisseurs institutionnels, les dettes, les secteurs d'activités, les opportunités de croissance et les parties prenantes telles que les banquiers, les fournisseurs et les analystes financiers influent-ils positivement ou négativement sur la gestion réelle des résultats.

Enfin, il serait intéressant d'étudier si le marché boursier comprend les implications actuelles et futures de la gestion réelle des résultats. En d'autre terme, les investisseurs sont-ils conscients de l'effet de la gestion réelle sur la performance opérationnelle des entreprises ? En fait, un tel comportement, d'une part, remet en cause la pertinence des *cash-flows* d'exploitation dans la prédiction de la performance économique de l'entreprise et, d'autre part, peut influencer les prix des titres.

ref_str

1. Baber, R.W., Fairfield, M.P., Haggard, A.J. (1991). The effect of concern about reported income on discretionary spending decisions: The case of research and development. *The Accounting Review* 66 (4): 818-829.
2. Bartov, E. (1993). The timing of asset sales and earnings manipulation. *The Accounting Review* 68 (4): 840-855.
3. Beaver, W.H., McNicholas, M.F., Nelson, K.K. (2004). *An alternative interpretation of the discontinuity in earnings distributions*. Cahier de recherche, Stanford University.
4. Beneish, M. (2001). *Earnings management: A perspective*. Cahier de recherche, Indiana University.
5. Bens, D., Nagar, V., Franco Wong, M.H. (2002). Real investment implications of employee stock option exercises. *Journal of Accounting Research* 40: 359-393.
6. Bens, D., Nagar, V., Franco Wong, M.H. (2003). Employee stock options, EPS dilution and stock repurchases. *Journal of Accounting and Economics* 36: 51-90.
7. Burgstahler, D., Dichev, I. D. (1997). Earnings management to avoid earnings decreases and losses. *Journal of Accounting and Economics* 24 (1): 99-126.
8. Bruns, W.J., Merchant, K.A. (1990). The dangerous morality of managing earnings. *Management Accounting* 72 (2): 22-25.
9. Bushee, J.B. (1998). The influence of institutional investors on myopic R&D investment behaviour. *The Accounting Review* 73 (3): 305-333.
10. Cohen, D., Zarowin, P. (2008). *Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings*. Cahier de recherche, New York University.
11. Dechow, P.M., Sloan, R. (1991). Executive incentives and the horizon problem: an empirical investigation. *Journal of Accounting and Economics* (14): 51-89.
12. Dechow, P.M., Sloan, R., Sweeney, A. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 (2): 193-225.
13. Dechow, P.M., Kothari, S.P., Watts, R.L. (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics* 25: 133-168.
14. Dechow, P.M., Skinner, J.D. (2000). Earnings management: reconciling the views of accounting academics, practitioners and regulators. *Accounting Horizons* 14 (2): 235-250.
15. Dechow, P.M., Richardson, S.A., Tuna, I. (2003). Why are earnings kinky? An examination of the earnings management explanation. *Review of Accounting Studies* 8 (2-3): 355-384.
16. DeFond, M.L., Jambalvo, J. (1994). Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17: 145-176.
17. DeGeorge, F., Patel, J., Zeckhauser, R. (1999). Earnings management to exceed thresholds. *Journal of Business* 72 (1): 1-33.
18. Durtschi, C., Easton, P. (2005). Earnings management? The shapes of the frequency distributions of earnings metrics are not evidence ipso facto. *Journal of Accounting Research* 43: 521-556.
19. Eldenburg, L., Gunny, K., Hee, K., Soderstrom, N. (2007). *Earnings management through real activities manipulation: evidence from nonprofit hospital*. Cahier de recherche, University of Colorado at Boulder.
20. Fields, T.D., Lys, T.Z., Vincent, L. (2001). Empirical research on accounting choice. *Journal of Accounting and Economics* 31: 255-307.
21. Fudenberg, D., Tirole, J. (1995). A theory of income and dividend smoothing based on incumbency rents. *Journal of Political Economy* 103: 75-93.
22. Graham, J.R., Harvey, C.R., Rajgopal, S. (2005). The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics* 40: 3-73.
23. Graham, J.R., Harvey, C.R., Rajgopal, S. (2006). Value destruction and financial reporting decisions. *Financial Analysts Journal* 62 (6): 27-39.
24. Guidry, F., Leone, A., Rock, S. (1999). Earnings-based bonus plans and earnings management by business unit managers. *Journal of Accounting and Economics* 26: 113-142.
25. Gunny, K. (2005). *What are the consequences of real earnings management?* Cahier de recherche, Haas School of Business, University of California.
26. Hayn, C. (1995). The information content of losses. *Journal of Accounting and Economics* 20: 125-153.
27. Healy, P.M., Wahlen, J.M. (1999). A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizons* 13 (4): 365-383.
28. Herrmann, T., Inoue, T., Thomas, W.B. (2003). The sale of assets to manage earnings in Japan. *Journal of Accounting Research* 41(1): 89-108.
29. Hribar, P. (2002). Discussion of inventory changes and future returns. *Review of Accounting Studies* 7:189-193.
30. Hribar, P., Jenkins, N.T., Johnson, W.B. (2004). *The use of stock repurchases to manage earnings per share*. Cahier de recherche, Cornell University.
31. Janin, R. (2000). *Accruals-based models for detecting earnings management and the French case*. EAA Congress.
32. Jeanjean, T. (2001a). *Contribution à l'analyse de la gestion du résultat des sociétés cotées*. Association Française de Comptabilité, Congrès XXI, Metz.
33. Jeanjean, T. (2001b). Incitations et contraintes à la gestion du résultat. *Comptabilité - Contrôle - Audit* 7 (1) : 61-76.
34. Jeanjean, T. (2002). *Gestion du résultat : mesure et démesure*. Association Française de Comptabilité, Congrès XXIII, Toulouse.
35. Jones, J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29 (2):193-228.
36. Kasznik, R. (1999). On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37: 57-81.
37. Kothari, S.P. (2001). Capital markets research in accounting. *Journal of Accounting and Economics* 31:105-231.
38. Lambert, R. (1984). Income smoothing as rational equilibrium behaviour. *The Accounting Review* 41:604-618.
39. Lambert, C., Sponem, S. (2005). Corporate governance and profit manipulation: a French field study. *Critical Perspectives on*

Accounting 16 (6): 717-748.

40. **McNicholas, M.F. (2000)**. Research design issues in earnings management studies. *Journal of Accounting and Public Policy* 19: 313-345.
41. **Peasnell, K.V., Pope, P.F., Young, S. (2000)**. Detecting earnings management using cross-sectional abnormal accruals models. *Accounting and Business Research* 30 (4): 313-326.
42. **Pincus, M., Rajgopal, S. (2002)**. The interaction between accrual management and hedging: evidence from oil and gas firms. *Accounting Review* 77: 127-160.
43. **Roychowdhury, S. (2004)**. *Manipulation of earnings through the management of real activities that affect cash flow from operations*. Dissertation, University of Rochester.
44. **Roychowdhury, S. (2006)**. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42: 335-370.
45. **Skinner, D.J., Sloan, R.G. (2002)**. Earnings surprises, growth expectations and stock return or don't let an earnings torpedo sink your portfolio. *Review of Accounting Studies* 7: 289-312.
46. **Stolowy, H., Breton, G. (2003)**. La gestion des données comptables: une revue de la littérature. *Comptabilité- Contrôle- Audit* 9 (1): 125-152.
47. **Teoh, S., Welch, I., Wong, T. (1998a)**. Earnings management and the long-run market performance of initial public offerings. *The Journal of Finance* 53 (6): 1935-1974.
48. **Teoh, S., Welch, I., Wong, T. (1998b)**. Earnings management and the post-issue performance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics* 50: 63-99.
49. **Thomas, J.K., Zhang, H. (2002)**. Inventory changes and future returns. *Review of Accounting Studies* 7:163-187.
50. **Zang, A. (2007)**. *Evidence of the tradeoff between real manipulation and accrual manipulation*. Cahier de recherche, University of Rochester.



IJSURP Publishing Academy

International Journal Of Scientific And University Research Publication
Multi-Subject Journal

Editor.

International Journal Of Scientific And University Research Publication



+965 99549511



+90 5374545296



+961 03236496



+44 (0)203 197 6676

www.ijsurp.com