

La structure de l'actionnariat et la gestion des résultats dans les sociétés marocaines cotées

Ownership structure and earnings management in Moroccan listed companies

- **AUTEUR 1** : HOUMMANI Sanae,
- **AUTEUR 2** : RADI Said,

(1): Professeure à la faculté des sciences juridiques économiques et sociales d'Agdal, université Mohamed 5 de Rabat, Maroc.

(2): Professeur à la faculté des sciences juridiques économiques et sociales d'Agdal, université Mohamed 5 de Rabat, Maroc.



Conflit d'intérêts : L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

Pour citer cet article : HOUMMANI .S & RADI .S (2023) « La structure de l'actionnariat et la gestion des résultats dans les sociétés marocaines cotées », IJAME : Volume 02 , N° 04 | Pp: 193 – 218

Date de soumission : Août 2023

Date de publication : Septembre 2023



DOI: 10.5281/zenodo.10082232

Copyright © 2023 –IJAME–

Résumé

Le présent article a pour but de vérifier la liaison entre la structure de l'actionnariat et la gestion des résultats pour un échantillon de sociétés cotées à la bourse de Casablanca durant la période 2010-2015. La littérature existante met en avant un rôle efficace de certains types d'actionnariat dans le contrôle de la discrétion managériale quoique les résultats empiriques demeurent mitigés. Nous nous focalisons sur trois types bien précis d'actionnariat : concentré, institutionnel et managérial. Pour ce qui est de la gestion des résultats, nous avons choisi comme indicateur la valeur absolue des accruals discrétionnaires. Nos résultats mettent en évidence une relation négative et significative entre la structure d'actionnariat concentré et la accruals discrétionnaires, suggérant ainsi que les actionnaires majoritaires peuvent jouer un rôle actif dans la limitation des comportements opportunistes des dirigeants. De même, nous avons trouvé que l'actionnariat institutionnel est négativement associé à la gestion des résultats confirmant par conséquent, qu'il peut contribuer à limiter cette forme de manipulations comptables. En revanche, nous n'avons trouvé aucune relation significative entre l'actionnariat managérial et la gestion des résultats, à l'inverse des prédictions de la théorie d'agence qui suggère que ce type d'actionnariat permet d'aligner les intérêts des actionnaires sur ceux des dirigeants.

Mots clés : Actionnariat managérial, actionnaires majoritaires, investisseurs institutionnels, gestion des résultats.

Abstract

The aim of this article is to investigate the link between ownership structure and earnings management for a sample of companies listed on the Casablanca stock exchange during the period 2010-2015. The existing literature highlights an effective role of certain types of ownership in monitoring managerial discretion although the empirical results remain mixed. We focus on three specific types of ownership: blockholders, institutional and managerial ownership. Regarding earnings management, we choose, as an indicator, the absolute value of discretionary accruals. Our results highlight a negative and significant relationship between blockholders' ownership and discretionary accruals, suggesting that blockholders may play an active role in limiting managers' opportunistic behaviour. Similarly, we find that institutional ownership is negatively associated with earnings management, which confirm that it can contribute to limit this form of accounting manipulations. On the other hand, we found no significant relationship between managerial ownership and earnings management, unlike the agency theory predictions which suggests that this type of ownership may help to align the interests of shareholders with those of managers.

Key words: managerial ownership, blockholders, institutional investors, earnings management.

1. Introduction

Si la séparation entre la propriété et le contrôle présente de nombreux avantages notamment en permettant d'associer les compétences et les savoir-faire des dirigeants aux capitaux des actionnaires, elle risque tout de même d'être un terrain propice aux comportements opportunistes des premiers sous l'effet des conflits d'intérêts les opposant aux seconds. Comment profiter des avantages de ce type d'organisation sans pour autant en subir les effets pervers, telle est la question épineuse à laquelle de nombreuses études cherchaient la réponse. Un nombre important d'auteurs (Bergstresser et Philippon, 2004 ; Davidson et al., 2005 ; DeAngelo, 1986 ; Mard et Marsat, 2012 ; Nelson et al., 2002 ; Peasnell et al., 2000 ; Park et Shi, 2004) présentent la structure de l'actionnariat comme l'une des réponses probables à cette interrogation en estimant qu'elle peut contribuer à contrôler le pouvoir discrétionnaire des dirigeants et en limiter les comportements opportunistes dont notamment la gestion des résultats. Cette pratique survient selon Healy et Wahlen (1999, p. 368) : « *lorsque les dirigeants utilisent leur jugement de l'information financière et la structuration des transactions en vue de modifier les états financiers soit pour induire en erreur certains parties prenantes sur les performances économiques latentes de la firme ou pour influencer les résultats contractuels qui dépendent des nombres comptables* ».

Pratiquement, la gestion des résultats repose sur les options comptables, prévues par la réglementation en vigueur, qui donnent lieu à des ajustements concrétisés par un indicateur synthétique « accruals », scindé en deux parties : normale et anormale. Seuls les accruals anormaux sont concernés par la gestion des résultats étant donné que les accruals normaux sont la résultante de la simple application des principes comptables.

Concernant les motivations à la gestion des résultats, les dirigeants peuvent y recourir pour augmenter leurs rémunérations (Watts et Zimmerman, 1986), éviter certains seuils (Burgstahler et Dichev, 1997 ; Degeorge et al., 1999 ; Hayn, 1995), ou occulter des faibles performances (Burgstahler et al., 2006 ; Jiang et al., 2008 ; Peasnell et al., 2000 ; Zhong et al., 2007). D'autres motivations sont également mises en avant pas la littérature comme par exemple la taille de la firme et le niveau d'endettement (Watts et Zimmerman, 1986).

Pour ce qui est du présent article, il s'agit essentiellement d'étudier la relation entre la structure de l'actionnariat et la gestion des résultats. Plus précisément, nous cherchons à vérifier si les actionnariats concentré, institutionnel et manageriel sont limitatifs de la gestion des résultats tel qu'il est proposé par plusieurs études antérieures. Cette étude est structurée de la manière

suivante : la première section est consacrée à la revue de la littérature et la présentation des hypothèses de recherche, la deuxième section met l'accent sur les données de l'étude et les choix méthodologiques et enfin la troisième section présente les résultats de l'étude empirique.

2. Revue de la littérature et présentation des hypothèses de la recherche

2.1 La gestion des résultats et l'actionnariat concentré

Selon les prédictions de la théorie d'agence (Jensen et Meckling, 1976), l'actionnariat concentré joue un rôle actif dans la réductions des conflits d'intérêts entre les dirigeants et les actionnaires. Ce type d'actionnariat désigne une situation où le contrôle de la firme est exercé par un actionnaire majoritaire ou un bloc d'actionnaires disposant d'un pourcentage important des droits de vote, par opposition à l'actionnariat diffus où les droits de vote sont répartis entre un nombre important d'actionnaires.

Sur le plan empirique, de nombreuses études réalisées dans différents contextes ont abouti à des résultats conformes à la théorie d'agence, en mettant en évidence un effet effectif de la structure de propriété concentrée sur les comportements des dirigeants.

Ainsi, dans une étude réalisée au Royaume Uni, Peasnell et al. (2000) confirment une relation négative et significative entre la gestion des résultats pour éviter certains seuils et l'actionnariat concentré. Pour leur part, Faccio et Lang (2002) constatent que les entreprises à actionnariat diffus jouent un rôle mineur en tant qu'actionnaires de contrôle dans les firmes de l'Europe occidentale. De même, Ali et al. (2008) avancent que l'actionnariat concentré est limitatif de la gestion des résultats dans les sociétés malaisiennes cotées.

Pour leur part, Iturriaga et Hoffmann (2005) ont étudié un échantillon de 185 sociétés chiliennes cotées durant la période 1991-2001, et ont trouvé que l'actionnariat concentré est associé à des niveaux plus faibles d'accruals discrétionnaires, suggérant ainsi un rôle actif de ce type d'actionnariat dans la limitation de la gestion des résultats. Le même constat est confirmé par Alves (2012) dans une étude réalisée dans le contexte portugais.

Dans le même ordre d'idées, Dechow et al. (1996) estiment que les actionnaires majoritaires peuvent mieux contrôler les dirigeants et en réduire les comportements opportunistes. Ces stipulations sont confirmées par Yeo et al. (2002) ayant constaté, dans une étude portant sur des sociétés cotées en Singapour, que l'actionnariat concentré est associé à une meilleure qualité des résultats, soulignant de ce fait le rôle de contrôle exercé par l'actionnaire majoritaire.

Si les études précitées penchent globalement vers un rôle actif des actionnaires majoritaires dans le contrôle du pouvoir discrétionnaire des dirigeants, il n'est pas de même pour l'ensemble des études dans ce domaine. Alors que certaines recherches n'ont pu constater aucune relation entre l'actionnariat concentré et la gestion des résultats (Davidson et al., 2005 ; Shin et Park, 2004), d'autres auteurs ont même abouti à des conclusions inverses en mettant en avant un effet plutôt positif de l'actionnariat concentré sur la gestion des résultats.

Ainsi, dans une étude réalisée sur des pays de l'Asie de l'Est, Fan et Wong (2002) ont mis en évidence que l'actionnariat concentré influence négativement la valeur informationnelle des résultats. Le même constat est enregistré dans le contexte français par Ben Ali (2007), ayant trouvé que la qualité des publications est meilleure dans les entreprises à concentration réduite. Pour leur part, Liu et Lu (2007) ont abouti à des résultats intéressants dans une étude réalisée dans le contexte chinois. Alors que premièrement une liaison positive est mise en évidence entre l'actionnariat concentré et les accruals discrétionnaires, une relation négative est ensuite constatée entre ce même indicateur et le carré des droits de vote détenus par l'actionnaire majoritaire. Cela montre que l'actionnariat concentré est incitatif à la gestion des résultats jusqu'à un certain seuil, au-delà duquel, il devient plutôt limitatif de cette pratique opportuniste. En cohérence avec les hypothèses de la théorie d'agence et de nombreuses études antérieures, nous anticipons une relation négative entre la concentration de l'actionnariat et la gestion des résultats. L'hypothèse à formuler est la suivante :

H1 : *l'actionnariat concentré est négativement associé à la gestion des résultats.*

2.2 La gestion des résultats et l'actionnariat institutionnel

La revue de la littérature accorde une place privilégiée à l'actionnariat institutionnel comme faisant partie des mécanismes efficaces de contrôle des dirigeants. Ces actionnaires font référence à des investisseurs spécifiques désignant un ensemble d'institutions dont notamment les caisses de retraites, les compagnies d'assurances, les fonds d'investissement et les banques (Koh, 2003).

Jensen (1993) avance que les actionnaires institutionnels cherchent à influencer la gestion de la firme. Hartzel et Starks (2003) ont montré que les institutionnels interviennent activement dans la détermination des rémunérations des dirigeants, ce qui leur permet d'exercer un contrôle effectif sur ces derniers. Certaines études estiment que l'activisme des institutionnels est associé

à l'accroissement de la valeur de la firme (Del Guercio et Hawkins,1999 ; McConnell et Servaes,1990).

Pour ce qui est de la gestion des résultats, de nombreuses études (Bergstresser et Philippon, 2004 ; Bushee, 2000 ; Chung, et al., 2002 ; Hassan et Ahmed, 2012, Jiambalvo et al., 1999) confirment que l'actionnariat institutionnel en constitue une entrave. Ainsi, dans une étude menée sur des sociétés malaisiennes, Ali et al. (2008) mettent en évidence que les actionnaires institutionnels sont liés à un niveau plus faible de gestion des résultats. L'effet négatif de l'actionnariat institutionnel sur la gestion des résultats est également constaté par Park et Shin (2004) dans le contexte canadien ou encore dans une étude réalisée par Aygun et al. (2014) sur un échantillon de firmes turques durant la période 2009-2012.

Pour leur part, Bao et Lewellyn (2017) ont étudié 1200 firmes relevant de 24 marchés financiers émergents au titre de l'année 2012 et constaté que la qualité des réglementations mises en place pour protéger les marchés est positivement associée à l'actionnariat institutionnel. Les auteurs ont trouvé qu'une haute qualité des réglementations permet de renforcer le rôle exercé par les actionnaires institutionnels dans la limitation de la gestion des résultats.

Le rôle dissuasif des investisseurs institutionnels est dû, entre autres, à leur capacité financière à contrôler et influencer les dirigeants (Cornett et al., 2006).

A l'inverse de ces études, Jiambalvo et al. (1999) avancent que les dirigeants peuvent être incités à gérer les résultats afin d'améliorer les performances à court terme dans le but d'éviter le risque d'une liquidation entraînée par les investisseurs institutionnels.

Smith (1996) ajoute que les institutionnels en tant qu'agents rationnels n'interviennent dans le contrôle des dirigeants que s'ils estiment que les avantages à en tirer sont plus importants que les coûts à supporter.

Compte tenu des résultats de plusieurs études antérieures ayant mis en évidence une relation négative entre l'actionnariat institutionnel et la gestion des résultats, nous développons l'hypothèse suivante :

H2 : *L'actionnariat institutionnel est négativement associé à la gestion des résultats.*

2.3 La gestion des résultats et l'actionnariat managérial

D'après les prédictions de la théorie d'agence (Jensen et Meckling, 1976 ; Fama, 1983), l'actionnariat managérial est considéré comme l'une des solutions aux conflits d'intérêts entre

l'agent et le principal. Ce type d'actionnariat désigne une situation où le dirigeant (l'agent) détient une part du capital de la firme qu'il dirige et donc il en devient actionnaire (principal). Sur le plan empirique, de nombreuses études (Klein, 2002 ; Mard et Marsat 2012 ; Warfield, et al., 1995) ont montré que l'actionnariat managérial permet d'améliorer la qualité des publications financières.

Dans une étude ayant pour but d'examiner la relation entre l'actionnariat managérial et la performance, Morck et al. (1988) ont abouti à des conclusions mitigées en fonction des droits de vote détenus par les dirigeants. Alors que la performance semble baisser quand la part des dirigeants est comprise entre 5% et 25%, il est constaté qu'elle suit plutôt une tendance haussière lorsque ces droits de vote se trouvent placés hors cet intervalle.

Pour ce qui est de la gestion des résultats, plusieurs études (Ali et al., 2008 ; Alves, 2012) ont montré que l'actionnariat managérial est à même de jouer un rôle actif dans la lutte contre cette pratique. Ainsi ont constaté Peasnell et al. (2000) que les firmes à faible actionnariat managérial tendent davantage à gérer les résultats. Pour sa part, Moses (1987) souligne que les managers disposant de faible actionnariat présentent plus d'incitations à utiliser leur discrétion pour lisser les résultats.

Teshima et Shuto (2008) ont constaté, dans une étude réalisée dans le contexte japonais, que l'actionnariat des dirigeants est associé à moins de gestion des résultats dans les sociétés à fort ou à faible taux d'actionnariat managérial par opposition aux firmes à taux intermédiaires qui enregistrent des niveaux plus importants de la gestion des résultats.

Des conclusions encore plus mitigées sont présentées par d'autres recherches à l'instar de l'étude de Klein (2002) ayant constaté que l'existence des dirigeants dans le comité de rémunération est de nature à accroître la gestion des résultats. Pour leur part, Hutchinson et al. (2008) ont constaté, dans une étude dans le contexte australien, que l'actionnariat managérial est associé à des niveaux plus élevés de gestion de résultats. Jeanjean (2001a) souligne, pour sa part, que les entreprises managériales présentent plus de risque à adopter un comportement opportuniste pour deux raisons : la première consiste en l'importance des coûts d'agence supportés par ce type de firmes qui optent pour des systèmes de rémunération de type incitatif, susceptible d'encourager les dirigeants à gérer les résultats à la hausse. La seconde raison réside dans le désir du manager de faire preuve de bonne gestion afin d'éviter toute éventuelle intervention des actionnaires.

En cohérence avec plusieurs études antérieures ayant abouti à une relation négative entre l'actionnariat managérial et la gestion des résultats, nous avançons l'hypothèse suivante :

H3 : *L'actionnariat managérial est négativement associé à la gestion des résultats.*

3. Données et méthodologie

3.1 Sélection de l'échantillon

La présente étude porte sur 42 sociétés cotées à la bourse de Casablanca pendant une période de 6 ans allant de 2010 à 2015, soit un nombre d'observations de 252 (firmes-années) représentant plus de 55% de la population totale (76 sociétés cotées). Le choix a porté sur la modélisation économétrique en données de panels pour les avantages qu'elle présente notamment en matière d'accroissement du nombre d'observations et d'amélioration de la précision des estimateurs (Hsiao, 2003). Les données de l'étude sont récupérées à partir des différents documents financiers publiés dans les bases de données de la bourse de Casablanca et de l'Autorité Marocaine du Marché des Capitaux (AMMC). Il s'agit essentiellement des états financiers, des notes d'informations relatives aux opérations boursières et des avis et des communiqués des assemblées générales.

3.2 Mesures des variables

3.2.1 Mesure de la gestion des résultats

Pour mesurer la gestion des résultats, il est nécessaire de déterminer les accruals anormaux ou discrétionnaires. Or, les accruals sont déterminés de manière globale en déduisant les flux de trésorerie du résultat de l'exercice sans distinction entre ce qui est normal et ce qui ne l'est pas. Pour pallier cette difficulté, la littérature suggère d'établir une estimation des accruals normaux à travers plusieurs modèles statistiques destinés à cette fin, dont notamment les modèles de Jones (1991), de Dechow et al. (1995) et de Kothari et al., (2005).

Dans la présente étude, nous avons opté pour le modèle de Kothari et al. (2005) afin d'établir une estimation des accruals non discrétionnaires. Ce modèle constitue une version améliorée du modèle de Dechow et al (1995), dans la mesure où il prend en considération la performance comme une variable explicative des accruals normaux, ce qui permet d'en améliorer le pouvoir explicatif et le rend mieux spécifié que les deux premiers modèles. Le modèle de Kothari et al. (2005) se présente comme suit :

$$AT_{it}/ACTIF_{it-1} = \alpha (1/ACTIF_{it-1}) + \beta_1 (\Delta CA_{it} - \Delta CRC_{it}/ACTIF_{it-1}) +$$

$$\beta_2(IMMO_{it} / ACTIF_{it-1}) + \beta_3 (ROA_{it}) + \varepsilon_{it}$$

Avec :

AT : accruals totaux ;

ACTIF : total actif de début de la période ;

$\Delta CA - \Delta CRC$: la différence entre la variation du chiffre d'affaires et la variation des créances clients ;

IMMO : total des immobilisations corporelles brutes ;

ROA : rendement des actifs ;

Il est à noter que les variables sont normées par l'actif de début de période pour éviter le problème d'hétéroscédasticité.

Les accruals discrétionnaires, qui traduisent la gestion des résultats, sont enfin obtenus en retranchant les accruals normaux (estimés) des accruals totaux. Ils correspondent en fait au terme d'erreur de la régression des accruals normaux.

Finalement, notre indicateur de la gestion des résultats, la variable AEM, est constituée par la valeur absolue des accruals discrétionnaires déterminés selon le modèle de Kothari et al. (2005).

Le recours à la valeur absolue a pour but de prendre en considération la pratique de la gestion des résultats aussi bien à la hausse qu'à la baisse. Ainsi, les valeurs les plus importants correspondent au niveau les plus élevés de la gestion des résultats.

$$AEM_{it} / ACTIF_{it-1} = AT_{it} / ACTIF_{it-1} - [\hat{\alpha} (1 / ACTIF_{it-1}) + \hat{\beta}_1 (\Delta CA_{it} - \Delta CRC_{it} / ACTIF_{it-1}) + \hat{\beta}_2 (IMMO_{it} / ACTIF_{it-1}) + \hat{\beta}_3 (ROA_{it}) + \varepsilon_{it}]$$

Avec :

AEM : valeur absolue des accruals discrétionnaires.

$\hat{\alpha}_0 ; \hat{\alpha}_1 ; \hat{\beta}_1 ; \hat{\beta}_2 ; \hat{\beta}_3$: les coefficients estimés.

3.2.2 Les variables explicatives

Les variables explicatives traduisant la structure de l'actionnariat font appel à trois types d'actionnaires : les actionnaires majoritaires, les institutionnels et les dirigeants-proprétaires.

Dans le présent travail, la variable CONCENT (actionnariat concentré) est mesurée par une variable dichotomique valant un si l'actionnaire principal dispose de plus (ou égal) de 50% d'actions et zéro autrement, Cette mesure est également utilisée par El Jai et Farooq (2012) dans une étude dans le contexte marocain.

La variable INST (Actionnariat institutionnel) est mesurée par la fraction des actions détenues par les actionnaires institutionnels. Cette mesure est également utilisée par plusieurs travaux antérieurs (Ali et al., 2008 ; Chen et Zhou, 2007 ; Cornett et al., 2005 ; Jiambalvo, 1999).

La variable (MANAG), notre indicateur de l'actionnariat managérial, est une variable dichotomique valant un si le dirigeant dispose d'au moins 10% des actions et zéro autrement. Cette mesure est également adoptée par Jeanjean (2001b).

3.2.3 Les variables de contrôle

Des variables de contrôle sont également ajoutées aux modèles afin de tenir compte de certains paramètres susceptibles d'influer sur la gestion des résultats.

Ainsi, la variable SIZE, opérationnalisée par le logarithme népérien des ventes à l'instar de certaines études antérieures (Ben Ayed-Koubaa, 2010 ; Park et Shin, 2004), permet de contrôler l'effet de la taille de la firme sur la gestion des résultats. Il est réputé que les entreprises de grande taille sont plus incitées à gérer les résultats à la baisse pour limiter le transfert de leur richesse aux groupes de pression politiques (Watts et Zimmerman, 1986).

La variable ROA a pour but de mesurer l'effet de la performance de la firme sur la gestion des résultats. Cette variable est opérationnalisée par les résultats nets de l'année précédente standardisés par le total d'actif à l'instar de plusieurs études antérieures (Burgstahler et al., 2006 ; Chen et Zhou, 2007 ; Hutchinson et al., 2008).

Pour contrôler les effets des opportunités de croissance sur la gestion des résultats, nous avons ajouté à notre modèle, la variable GROWTH, opérationnalisée par la variation des ventes à l'instar de plusieurs études antérieures (Chen et al., 2010 ; Cheng et Warfield, 2005 ; Rath et Sun, 2012). Certaines études (McNichols, 2000 ; Myers et Skinner 2006 ; Skinner et Sloan, 2002) montrent que les entreprises sont d'autant plus motivées à gérer les résultats qu'elles connaissent des fortes opportunités de croissance, dans le but de maintenir une tendance haussière des performances et donc d'éviter les réactions négatives du marché.

La variable binaire LOSS permet de tenir compte d'un éventuel évitement des pertes. Elle prend la valeur de 1 si le résultat avant manipulations est une perte, et zéro autrement, tel qu'il a été opérationnalisé par plusieurs études antérieures (Jeanjean, 2001b ; Rath et Sun, 2012 ; Zhong, 2007). L'incitation à la gestion des résultats pour éviter d'afficher des pertes a été mise en évidence par plusieurs travaux (Burgstahler et Dichev, 1997 ; Burgstahler et al., 2006 ; Dechow et al., 2003 ; Degeorge et al., 1999 ; Hayn, 1995).

3.3 Modèle testé

Le modèle testé étudiant la relation entre la gestion des résultats et la structure de l'actionnariat est présenté comme suit :

$$AEM_{it} = \alpha + \beta_1 \text{CONCENT}_{it} + \beta_2 \text{INST}_{it} + \beta_3 \text{MANAG}_{it} + \beta_4 \text{SIZE}_{it} + \beta_5 \text{ROA}_{it} + \beta_6 \text{LOSS}_{it} + \beta_7 \text{GROWTH}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Avec :

AEM : Valeur absolue accruals discrétionnaires.

CONCENT : Variable dichotomique valant 1 si l'actionnaire principal dispose de plus (ou égal) de 50% d'actions et zéro autrement.

INST : Fraction des actions détenues par les actionnaires institutionnels.

MANAG : Variable dichotomique = 1 si les dirigeants disposent d'au moins 10% des droits de vote (des actions) et 0 sinon.

SIZE : Logarithme népérien du chiffre d'affaires.

ROA : Rentabilité des actifs mesurée par le ratio : Résultats / Actif.

GROWTH: Variation des ventes standardisée par le total actif.

LOSS: Variable dichotomique valant 1 si le résultat réduit des accruals discrétionnaires est négatif et 0 autrement.

Pour vérifier sa validité, le modèle testé est soumis à plusieurs tests dont notamment ceux vérifiant la validité des données de panels ainsi que ceux visant à examiner les hypothèses de la régression multiple.

Compte tenu du caractère dualiste des données, présentant aussi bien une dimension instantanée que chronologique, il convient de vérifier l'hypothèse d'homogénéité des paramètres afin de vérifier la validité des données de panel. Ce test d'homogénéité a comme hypothèse nulle, l'égalité entre les coefficients et la constante du modèle. Ainsi, en cas de validation de cette hypothèse, il faut rejeter la structure des données de panel et adopter plutôt la structure empilée (pooled regression).

Pour notre modèle, la statistique de Fisher relative au test d'homogénéité est de l'ordre de $F(41, 203) = 1.67$ avec une probabilité de $\text{Prob} > F = 0.0110$. Ce résultat est en faveur de la spécification hétérogène des paramètres du modèle, indiquant ainsi que la structure des données de panel est la plus adaptée.

La seconde étape consiste à vérifier la nature de l'hétérogénéité des paramètres : les effets individuels sont-ils fixes ou aléatoires ? Pour répondre à cette interrogation, nous avons fait appel au test de spécification de Hausman. L'hypothèse nulle traduit la validité des effets aléatoires tandis que l'hypothèse alternative fait prévaloir les effets fixes.

Appliqué à notre modèle, le test affiche une statistique de $\text{Khi-2}(7) = 5.39$ avec une probabilité de $\text{Prob} > \text{Khi-2} = 0.6120$; le résultat n'étant pas significatif, l'hypothèse nulle de la validité du modèle à effets aléatoires est admise.

Ensuite, il s'agit de vérifier les assomptions de la régression multiple notamment en matière de d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation.

Afin de tester l'hétéroscédasticité, nous avons opté pour le test de Breusch-Pagan dont l'hypothèse nulle fait prévaloir l'homoscédasticité des erreurs. Il s'agit de régresser les carrés des résidus du modèle sur les variables indépendantes (Ouellet et al., 2005). La statistique de Khi-deux y afférente révèle ce qui suit : $\text{Wald Khi-2}(7) = 15.06$ avec une probabilité de $\text{Prob} > \text{Khi-2} = 0.0352$. Ce résultat signifie que la variance des erreurs de notre modèle n'est pas constante, d'où la présence d'hétéroscédasticité que nous corrigeons en recourant à la méthode des erreurs standards robustes de White.

Concernant l'autocorrélation, nous avons fait recours au test de Wooldridge (2002) dont l'hypothèse nulle est l'absence de corrélation des erreurs. La statistique de Fisher de ce test est de l'ordre de $F(1.41) = 5.758$ avec une probabilité de $\text{Prob} > F = 0.0210$; donc, notre modèle présente un problème d'autocorrélation des erreurs. De la même manière que pour corriger l'hétéroscédasticité, nous avons fait appel à la méthode des erreurs standards robustes de White. Cette méthode est valable aussi bien en cas de présence d'autocorrélation que d'hétéroscédasticité (Wooldridge, 2002).

4. Les résultats empiriques

4.1 Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives de notre modèle révèlent que les accruals discrétionnaires s'élèvent, en moyenne, à 6.13% de l'actif total, une valeur qui est proche de celle détectée par Ben Othman et Zeghal (2006) dans une recherche réalisée sur des entreprises canadiennes et françaises (6% et 3% respectivement). Cette valeur est également comparable aux valeurs de 8.09% et 8.44% constatées respectivement par les études de Veronica et Bachtiar (2005) et Cornet et al. (2006). Néanmoins, la moyenne des accruals dans le contexte de notre étude est

largement important par rapport aux valeurs de 0.43% et 0.051% constatées respectivement par Chen (2009) et Xie et al. (2003).

Concernant le pourcentage des actions détenues par les institutionnels, il s'élève à 11.6%, en moyenne, contre 15% rapporté par Swai et Mbogela (2016) dans les pays de l'Afrique de l'Est, 20.37 % constaté par Hassan et Ahmed (2012) au Nigeria, et 25.31% signalé par Ben Ayed-Koubaa (2010) dans le contexte français.

A l'inverse, l'actionnariat concentré paraît très répandu parmi les entreprises marocaines cotées avec un taux de plus de 67%. Ce taux est plus important que la moyenne de 27.7% rapportée par Zhong (2007) dans son étude réalisée sur un échantillon d'entreprises américaines durant la période de 1994-2003. Si les entreprises marocaines présentent des structures d'actionnariat fortement concentrés, elles ne font pas, pour autant, l'exception à l'échelle mondiale. De nombreuses études antérieures confirment que cette structure de propriété est la plus observée dans plusieurs pays du monde, tels que la France (Mard et Marsat, 2012), le Royaume-Uni (Habbash, 2010 ; Peasnell et al., 2000), l'Europe occidentale (Faccio et al., 2002), les pays de l'Asie de l'Est (Fan et Wong, 2002), les pays de l'Afrique de l'Est (Swai et Mbogela, 2016).

Pour ce qui est de l'actionnariat managérial, il est constaté que 42% des entreprises marocaines cotées sont détenues par leurs propres dirigeants, qui disposent d'une fraction minimale de 10% du capital. Cette part s'élevant en moyenne à 17% de la totalité des actions, est comparable au taux de 16.67% rapporté par Warfield et al. (1995). Elle semble, par ailleurs, plus importante que le pourcentage de 5.6% constaté par Alves (2012) dans sa recherche sur les sociétés cotées au Portugal.

Tableau 1 : Statistiques descriptives

Variabiles	Moyenne	Ecart type	Min	Max
AEM	0.0613731	0.0556959	0.0001557	0.3391062
CONCENT	0.6785714	0.4679543	0	1
INST	0.1165673	0.1343152	0	0.5436
MANAG	0.4206349	0.4946434	0	1
SIZE	8.924763	0.6619154	5.749201	10.40102
LOSS	0.250000	0.4338744	0	1
GROWTH	0.032558	0.1443611	-0.5254265	1.179933
ROA	0.083938	0.0759258	-0.1283035	0.3708895

Avec :

AEM : Valeur absolue accruals discrétionnaires.

CONCENT : Variable dichotomique valant 1 si l'actionnaire principal dispose de plus (ou égal) de 50% d'actions et zéro autrement.

INST : Fraction des actions détenues par les actionnaires institutionnels.

MANAG : Variable dichotomique = 1 si les dirigeants disposent d'au moins 10% des droits de vote (des actions) et 0 sinon.

SIZE : Logarithme népérien du chiffre d'affaires.

ROA : Rentabilité des actifs mesurée par le ratio : Résultats / Actif.

GROWTH: Variation des ventes standardisée par le total actif.

LOSS: Variable dichotomique valant 1 si le résultat réduit des accruals discrétionnaires est négatif et 0 autrement.

4.2 Analyse des corrélations

La lecture de la matrice des corrélations fait apparaître plusieurs enseignements. Premièrement, l'absence de fortes corrélations entre les variables, comme les coefficients de corrélations ne dépassent pas globalement 60%. Ce résultat renforce la probabilité de l'absence de la multicolinéarité dans nos modèles étant donné qu'une forte corrélation peut être signe d'une parfaite liaison entre les variables. Pour Hair et al. (2010), une corrélation dépassant 90% est considérée comme forte. Dans notre étude, toutes les corrélations rapportées n'atteignent pas les seuils évoqués par ces auteurs.

Deuxièmement, plusieurs constats sont tirés de la matrice de corrélations concernant les liaisons entre la variable dépendante AEM et les variables explicatives. Ainsi, il est constaté l'existence de liaisons significatives entre la variable AEM et les structures d'actionnariat concentré et managérial. Alors que la première corrélation est négative traduisant une relation inverse entre les deux variables, la seconde s'avère positive.

La corrélation négative entre les accruals discrétionnaires et l'actionnariat concentré révèle que l'existence d'un actionnaire majoritaire (disposant de plus de 50% des actions) permet d'atténuer la gestion des résultats. Ce lien plaide pour un rôle contraignant de ce type d'actionnaires aux comportements opportunistes des dirigeants conformément aux stipulations de la théorie d'agence (Jensen et Meckling, 1976 ; Fama, 1983).

Pour ce qui est de l'actionnariat institutionnel, il ressort de la matrice que la variable INST est significativement liée à la valeur absolue des accruals discrétionnaires au taux de 10%. Ceci semble cohérent avec les études mettant en avant un rôle actif de ce genre d'actionnaires dans le contrôle des dirigeants.

Par ailleurs, la corrélation positive entre la variable (AEM) et l'actionnariat managérial montre que les entreprises tendent, d'autant plus, à gérer les résultats que les actions détenues par les managers dépassent le taux de 10%. Ceci est contraire aux prédictions de la théorie d'agence estimant que l'octroi d'actions aux dirigeants permet d'aligner leurs intérêts à ceux des actionnaires.

Concernant les variables de contrôle, une corrélation négative et significative est constatée entre la taille de la firme et les accruals discrétionnaires (AEM), notre indicateur de la gestion des résultats.

Tableau 2 : Analyse des corrélations selon la méthode de Pearson

	AEM	CONCENT	INST	MANAG	SIZE	GROWTH	ROA	LOSS
AEM	1.0000							
CONCENT	-0.1666 (0.0081)	1.0000						
INST	-0.1080 (0.0872)	-0.4110 (0.0000)	1.0000					
MANAG	0.1327 (0.0353)	-0.1709 (0.0065)	-0.3012 (0.0000)	1.0000				
SIZE	-0.1509 (0.0165)	0.0884 (0.1616)	0.0627 (0.3212)	-0.4681 (0.0000)	1.0000			
GROWTH	0.2025 (0.0012)	0.0074 (0.9065)	-0.0975 (0.1225)	0.1064 (0.0920)	-0.0068 (0.9143)	1.0000		
ROA	0.0315 (0.6184)	0.1203 (0.0566)	-0.1954 (0.0018)	-0.0812 (0.1987)	0.1682 (0.0075)	0.0563 (0.3737)	1.0000	
LOSS	0.2274 (0.0003)	0.0049 (0.9382)	-0.0121 (0.8489)	0.0278 (0.6600)	-0.1075 (0.0884)	-0.0651 (0.3035)	-0.3361 (0.0000)	1.0000

Ceci signifie que les grandes entreprises présentent des niveaux de gestion des résultats moins élevés. Un tel aboutissement semble corroborer les prédictions de la théorie positive de la comptabilité, d'une relation négative entre la gestion des résultats et les coûts politiques mesurés par la taille de l'entreprise.

La variable LOSS est positivement corrélée avec les accruals discrétionnaires suggérant ainsi un recours à la gestion des résultats dans le but d'éviter les pertes.

Concernant les opportunités de croissance, la variable GROWTH est significativement liée aux accruals discrétionnaires ; ceci semble confirmer que les entreprises à fortes opportunités de croissance ont tendance à gérer les résultats. Aucune corrélation significative n'est constatée, par ailleurs, entre les rendements des actifs (ROA) et les accruals discrétionnaires.

L'étude des liaisons entre les variables du modèle ne peut être pertinente sans une analyse multivariée permettant de les mettre simultanément en interaction.

4.3 Analyse multivariée

Il ressort du tableau N° 3 plusieurs enseignements en matière de la relation entre les accruals discrétionnaires et la structure de l'actionnariat. D'abord, concernant la significativité globale du modèle, la statistique de Khi-deux dévoile une statistique de l'ordre de 38.58 avec une probabilité de $\text{Prob} > \text{Khi-2} = 0.0001$. Ceci signifie que notre modèle est globalement significatif et qu'au seuil de 1%, il existe au moins une variable explicative qui influence significativement la variable dépendante.

En outre, il s'avère que notre modèle présente un bon pouvoir explicatif puisque son coefficient de détermination R^2 Between s'élève à 38.25%. Autrement dit, les variables dépendantes expliquent la variable exogène à hauteur de 38.25%. Il est à noter que lorsqu'il s'agit d'un modèle à effets aléatoires, c'est le R^2 Between qui est le plus pertinent (Kpodar, 2007).

S'agissant de la significativité individuelle, les statistiques de Khi-deux révèlent plusieurs liaisons significatives entre la variable dépendante (AEM) et les variables explicatives.

Ainsi, il est constaté la variable CONCENT (actionnariat concentré) affecte négativement les accruals discrétionnaires au taux de signification de 1%. Cette variable affiche un coefficient de -0.027 avec une t statistique de -2.93 et une probabilité de $\text{prob} > z = 0.003$. Il en ressort, par conséquent, que la présence d'un actionnaire majoritaire détenant plus de 50% des actions, permet de réduire la gestion des résultats, ce qui corrobore notre première hypothèse de recherche. Ces aboutissements sont cohérents avec ceux trouvés par certaines recherches antérieures (Ali et al. 2008 ; Alves, 2012 ; Dechow et al., 1996 ; Gonzalez et Garcia-Meca, 2014 ; Peasnell et al., 2000, Yeo et al., 2002) ayant conclu que les actionnaires majoritaires sont plus aptes à contrôler les dirigeants. Ce résultat soutient les prédictions de la théorie d'agence (Jensen et Meckling, 1976) considérant que l'actionnariat concentré peut jouer un rôle positif dans l'alignement des intérêts des actionnaires et des dirigeants, et par conséquent, à atténuer les comportements agressifs de ceux-ci.

En outre, il est constaté une relation négative et significative, au seuil de 5%, entre l'actionnariat institutionnel et les accruals discrétionnaires. La variable INST présente en effet un coefficient négatif de -0.066 avec une statistique de -2.04 et une probabilité $P > z$ de 0.041 ; signifiant que l'augmentation du pourcentage d'actions détenues par les institutionnels a pour effet de réduire la gestion des résultats. Ceci semble corroborer notre deuxième hypothèse de recherche stipulant que l'actionnariat institutionnel influence négativement la gestion des résultats.

Nos aboutissements sont en cohérence avec plusieurs recherches antérieures (Aygun et al., 2014 ; Bedard et al., 2001 ; Bergstresser et Philippon, 2004 ; Bushee, 2000 ; Cornett et al., 2006 ; Jambalvo et al. 1999 ; Park et Shin 2004) ayant conclu à une liaison inverse entre l'actionnariat institutionnel et les manipulations des résultats. De même, ils confirment les conclusions de l'étude d'El Jai et Farooq (2012) qui soulignent un rôle actif des actionnaires institutionnels, locaux et étrangers, dans la limitation de la gestion des résultats.

Nous soutenons ainsi que l'actionnariat institutionnel constitue un mécanisme efficace de gouvernement des entreprises et nous rejetons, par la même occasion, l'hypothèse de la passivité stipulant que les institutionnels sont des investisseurs passifs, désengagés de la vie active de la firme, et ne cherchant que les performances à court terme (Bushee, 2000).

A l'inverse, la structure de propriété managériale ne semble pas avoir d'effets sur la gestion des résultats. La variable MANAG affiche en effet une probabilité de 0.661, traduisant une relation non significative avec les accruals discrétionnaires. Ce résultat semble contraire aux prédictions de la théorie d'agence (Jensen et Meckling, 1976 ; Fama, 1983) estimant que l'actionnariat managérial peut permettre d'aligner les intérêts des actionnaires et des dirigeants. Nos aboutissements semblent conformes avec les résultats de certaines études antérieures (Klein, 2002 ; Swai et Mbogela, 2016 ; El Moslemany et Nathan, 2019) n'ayant constaté aucun effet de l'actionnariat des dirigeants sur la gestion des résultats.

Tableau 3 : Le modèle à effets aléatoires des accruals discrétionnaires et la structure d'actionariat corrigé par le modèle de White

Variables indépendantes	Variable dépendante = Valeur absolue des accruals discrétionnaires (AEM)		
	Coefficients	Z	z P>z
CONCENT	-0.0278244	-2.93	0.003***
INST	-0.0666056	-2.04	0.041**
MANAG	-0.0049065	-0.44	0.661
SIZE	-0.0102369	-1.51	0.132
GROWTH	0.0758294	2.71	0.007***
ROA	0.0720455	1.74	0.082
LOSS	0.0330484	3.97	0.000***
Constante	0.1646657	2.46	0.014**
Observations	252		
R² within	9.30%		
R² between	38.25%		
R² overall	17.89%		
Test de Khi-2	Wald Khi-2(7) = 38.58 ; Prob >Khi-2 = 0.0001		
<p>*Significatif à 10%, ** Significatif à 5%, *** Significatif à 1%.</p> <p>CONCENT : Variable dichotomique = 1 si l'actionnaire principal dispose de plus (ou égal) de 50% d'actions et 0 sinon ;</p> <p>INST : Fraction des actions détenues par les actionnaires institutionnels ;</p> <p>MANAG : Variable dichotomique = 1 si les dirigeants disposent d'au moins 10% des droits de vote (des actions) et 0 sinon ;</p> <p>SIZE : logarithme népérien des chiffres d'affaires ;</p> <p>ROA : Résultats / Actif ;</p> <p>GROWTH : Variation des ventes standardisée par le Total Actifs.</p> <p>LOSS : Variable dichotomique =1 si le résultat réduit des accruals discrétionnaires est négatif et 0 autrement.</p>			

Pour ce qui est des variables de contrôle, il est constaté que les variables GROWTH (opportunités de croissance) et LOSS (résultats négatifs avant manipulations) sont

significativement associées à notre indicateur de la gestion des résultats (AEM). La première variable présente un coefficient positif de l'ordre de 0.075 suggérant que la hausse des opportunités de croissance conduit à l'accroissement de la gestion des résultats. Cela confirme les aboutissements des études antérieures (McNichols, 2000 ; Myers et Skinner 2006 ; Skinner et Sloan, 2002) stipulant que les entreprises à fortes opportunités de croissance gèrent davantage les résultats. Les dirigeants de ces entreprises, soucieux de subir des réactions négatives du marché faute d'atteinte des prévisions d'analystes, peuvent recourir à cette forme de manipulations comptables.

La variable LOSS (résultat négatif avant manipulations) fait apparaître un coefficient positif de 0.033 traduisant une relation dans le même sens avec la variable dépendante. Par conséquent, un accroissement des résultats négatifs avant manipulations comptables est incitatif à la gestion des résultats. Ce résultat corrobore les conclusions de plusieurs études antérieures (Beaver et al., 2003 ; Burgstahler et Dichev, 1997 ; Dechow et al., 2003 ; DeGeorge et al., 1999 ; DeAngelo et al., 1986 ; Hayn, 1995 ; Vidal, 2008 ; Wang et al., 2010) ayant constaté que certaines entreprises sont incitées à gérer les résultats afin d'éviter d'afficher des pertes.

Concernant les autres variables de contrôle, elles ne semblent pas avoir d'effets sur la gestion des résultats. La taille de la firme quoiqu'elle affiche un coefficient négatif conforme aux prédictions de la théorie positive de la comptabilité, demeure non significative. Le même constat est affiché par rapport au rendement des actifs (ROA) qui est statistiquement non significatif.

5. Conclusion

Dans la présente étude, nous avons fait recours à la modélisation en données de panel pour vérifier la relation entre la gestion des résultats et la structure de l'actionnariat dans les sociétés marocaines cotées. Nos résultats révèlent plusieurs enseignements sur le rôle que peuvent jouer les actionnaires dans le contrôle du pouvoir discrétionnaire des dirigeants. Ainsi, il est constaté que les actionnaires institutionnels et majoritaires jouent un rôle actif dans la réduction de la gestion des résultats. Ceci suggère qu'ils permettent de contrôler efficacement les comportements opportunistes des dirigeants.

S'agissant de l'actionnariat managérial et contrairement aux prédictions de la théorie d'agence, aucune liaison n'est détectée entre les accruals discrétionnaires et les actions détenues par les dirigeants. Ce résultat est cohérent avec plusieurs études antérieures (Ali et al., 2008 ; Klein, 2002 ; Warfield et al., 1995).

Nos aboutissements traduisent également une tendance des sociétés marocaines cotées à gérer les résultats afin d'éviter de publier les pertes. De même, il est constaté que ces entreprises sont d'autant plus incitées à gérer les résultats qu'elles enregistrent des fortes opportunités de croissance, et ce dans le but d'envoyer un signal positif au marché.

Références

- Ali, S.M., Salleh, N.M., Hassan, M.S. 2008. Ownership structure and earnings management in Malaysian listed companies: the size effect. *Asian Journal of Business and Accounting*, 1: 89-116.
- Alves, S. 2012. Ownership structure and earnings management: evidence from Portugal. *Australasian Accounting Business and Finance Journal*, 6: 57-74.
- Aygun, M., Ic, S., Sayim, M. 2014. The effects of corporate ownership structure and board size on earnings management: Evidence from Turkey. *International Journal of Business and Management*, 9: 123-126
- Bao, S. R., Lewellyn, K.B. 2017. Ownership structure and earnings management in emerging markets: An institutionalized agency perspective. *International Business Review*, 26 :828 -838.
- Beaver, W., McNichols, M., Nelson, K. 2003. Management of the loss reserve accrual and the distribution of earnings in the property-casualty insurance industry. *Journal of Accounting and Economics*, 35: 347-376.
- Bedard, J., Chtourou, M. S, Courteau, L. 2001. Corporate governance and earnings management. Working paper, Laval University, 1-41.
- Ben Ali C. 2007. Qualité de publication financière et gouvernance : cas du SBF 120. Actes du 28ème Congrès AFC, Comptabilité et Environnement, Poitiers, 1-34.
- Ben Ayed Koubaa, H. 2010. L'impact des mécanismes interne de gouvernement de l'entreprise sur la qualité de l'information comptable. La place de la dimension européenne dans la comptabilité le contrôle et l'audit.
- Ben Othman, H., Zeghal, D. 2006. A study of earnings-management motives in the Anglo-American and Euro-Continental accounting models: The Canadian and French cases. *The International Journal of Accounting*, 41: 406-435.
- Bergstresser, D., Philippon, T. 2004. CEO incentives and earnings management. Working paper, Harvard Business School and NYU Stern School of Business.
- Bushee, B.J., Noe, C. F. 2000. Corporate disclosure practices, institutional investors and stock return volatility. *Journal of Accounting Research*, 38: 171-202.
- Burgstahler D., Dichev, I. 1997. Earnings management to avoid decreases and losses. *Journal of Accounting and Economics*, 24: 99-126.
- Burgstahler, D., Hail, L., Leuz, C. 2006. The importance of reporting incentives: earnings management in European private and public firms. *The Accounting Review*, 81: 983-1016.

- Chen, H., Tang, Q., Jiang, Y. and Lin, Z. 2010. The role of international financial reporting standards in accounting quality: evidence from the European Union. *Journal of International Financial Management et Accounting*, 21: 220-278.
- Chen, K.Y., Zhou, J. 2007. Audit Committee, Board Characteristics and Auditor Switch Decisions by Andersen's Clients. *Contemporary Accounting Research*, 24: 1085-1117.
- Cheng, Q., Warfield, T. 2005. Equity incentives and earnings management. *The Accounting Review*, 80: 441- 476.
- Cornett, M. M, Marcus, A. J, Saunders, A., Tehranien, H. 2006. Earnings management, corporate governance and true financial performance. *SSRN Working Papers*, 1-28.
- Chung R., Firth, M., Kim, J.B. 2002. Institutional monitoring and opportunistic earnings management. *Journal of Corporate Finance*, 8: 29-48.
- Davidson, R., Goodwin-Stewart, J., Kent, P. 2005. Internal governance structures and earnings management. *Accounting and Finance*, 45: 241-267.
- DeAngelo, L. 1986. Accounting numbers as market valuation substitutes: a study of management buyouts of public stockholders. *The Accounting Review*, 61: 400-420.
- 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: 355-384.
- Dechow, P.M., Sloan, R.G., Sweeney, A.P. 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review*, 70: 193-225.
- Dechow, P.M., Sloan, R.G., Sweeney, A.P. 1996. Causes and consequences of earnings manipulations: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC. *Contemporary Accounting Research*, 13: 1-36.
- DeGeorge, F., Patel, J., Zeckhauser, R. 1999. Earning management to exceed thresholds. *Journal of Business*, 72: 1-35.
- Del Guercio, D, Hawkins, J. 1999. The motivation and impact of pension fund activism. *Journal of Financial Economics*, 52: 293-340.
- El Jai, H., Farooq, O. 2012. Ownership Structure and Earnings Management: evidence from the Casablanca Stock Exchange. *International Journal of Finance and Economics*, 84: 95-104.
- El Moslemany, R., Nathan, D. 2019. Ownership structure and earnings management: Evidence from Egypt. *International Journal of Business and Economic Development*, 7: 18-32.
- Faccio M., Lang L. 2002. The Ultimate Ownership of Western European Corporations. *Journal of Financial Economics*, 65: 365-395.

- Fama, E.F., Jensen, M.C. 1983. Separation of Ownership and Control. *Journal of Law and Economics*, 26: 301-325.
- Fan, J. P. H., Wong, T. J. 2002. Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia. *Journal of Accounting and Economics*, 33: 401-425.
- Gonzalez, J.S., Garcia-Meca, E. 2014. Does Corporate Governance Influence Earnings Management in Latin American Markets. *Journal of Business Ethics*, 121: 419- 40.
- Habbash, M. 2010. The effectiveness of corporate governance and external audit on constraining earnings management practice in the UK, (Thèse de doctorat). Durham university.
- Hair, J.F., Anderson, R.E., Babin, B.J, et Black, W.C. 2010. *Multivariate Data Analysis*. Seventh Edition, Pearson Education, Upper Saddle River.
- Hartzell, J., and Starks, L. 2003. Institutional Investors and Executive Compensation. *Journal of Finance*, 58: 2351-2374.
- Hassan, S.U., Ahmed, A. 2012. Corporate governance, earnings management and financial performance: A case of Nigerian manufacturing firms. *American International Journal of Contemporary Research*, 2: 214-226.
- Hayn, C. 1995. The information content of losses. *Journal of Accounting and Economics*, 20: 125-153.
- Healy, P., Whalen J. 1999. A review of the earnings management literature and its implications for standard. *Accounting Horizons*, 13: 365-383.
- Hsiao, C, 2003. *Analysis of Panel Data*, Second Edition, Cambridge University Press.
- Hutchinson, M., Percy, M., Erkurtoglu, L. 2008. An investigation of the association between corporate governance, earnings management and the effect of governance reforms. *Accounting Research Journal*, 21: 239-262.
- Iturriaga, F. J. L., Hoffmann, P. S. 2005. Earnings management and internal mechanisms of corporate governance: empirical evidence from Chilean firms. *Corporate Ownership et Control*, 3 : 17-29.
- Jeanjean T. 2001a. Incitations et contraintes à la gestion du résultat. *Comptabilité, Contrôle, Audit*, Tome 7, 1 : 61-76.
- Jeanjean T. 2001b. Contributions à l'analyse de la gestion du résultat des sociétés cotées. Actes du XXIIème congrès de l'Association Française de Comptabilité.
- Jensen, M.C., Meckling, W.H. 1976. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, 305-360.

- Jensen, M. C. 1993. The modern industrial revolution, exit and the failure of internal control systems. *Journal of Finance*, 48: 831-880.
- Jiambalvo, J., Rajgopal, S., Venkatachalam, M. 1999. Is institutional ownership associated with earnings management and the extent to which stock prices reflect future earnings. Working Paper, University of Washington.
- Jiang, W., Lee, P., Anandarajan, A. 2008. The association between corporate governance and earnings Quality: further evidence using the GOV-Score. *Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting*, 24: 191-201.
- Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29: 193-228.
- Klein, A. 2002. Audit committee, board of director characteristics, and earnings management. *Journal of Accounting and Economics*, 33: 375-400.
- Koh, P.S. 2003. On the Association Between Institutional Ownership and Aggressive Corporate Earnings Management in Australia. *The British Accounting Review*, 35: 105-128.
- Kothari, S. P., Leone, A. J., Wasley, C. E. 2005. Performance-matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39 : 163-197.
- Kpodar, K. 2007. *Manuel d'initiation à Stata (version 8)*, Centre d'études et de recherches sur le développement international. France.
- Liu, Q., and Z. Lu. 2007. Corporate governance and earnings management in the Chinese listed companies: a tunneling perspective. *Journal of Corporate Finance* 13 : 881–906.
- Mard, Y., Marsat, S. 2012. Gestion des résultats comptables et structure de l'actionnariat : le cas français. *Association francophone de comptabilité, Comptabilité, Contrôle Audit*, 18 : 11-42.
- McConnell, J.J., Servaes, H. 1990. Additional evidence on equity ownership and corporate value. *Journal of Financial Economics*, 27: 595-612.
- McNichols, M. 2000. Research design issues in earnings management studies. *Journal of Accounting and Public Policy*, 19: 313-345.
- Morck, R., Shleifer, A., Vishny, R.W. 1988. Management ownership and market valuation an empirical analysis. *Journal of Financial Economics*, 20: 293-315.
- Moses, O. 1987. Income smoothing and incentives: empirical tests using accounting changes. *The Accounting Review*, 62: 358-377.

- Myers, J., Myers, L., Skinner, D. 2006. Earnings momentum and earnings management. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 22: 249-284.
- Nelson, M.W, Elliott, J.A, Tarpley, R.L. 2002. Evidence from Auditors about Managers' and Auditors' Earnings Management Decisions. *The Accounting Review*, 77: 175- 202.
- Ouellet S., Leblond S., Belley-Ferry I. 2005. *Guide d'économétrie appliquée pour Stata*. Montréal, Canada, université de Montréal, dépt ECN, 69.
- Park, Y. W., Shin, H. 2004. Board composition and earnings management in Canada. *Journal of Corporate Finance*, 10: 431-457.
- Peasnell, K.V., P.F. Pope, Young, S. 2000. Board Monitoring and Earnings Management: Do Outside Directors Influence Abnormal Accruals. Working Paper, Lancaster University.
- Smith, M.P. 1996. Shareholder activism by institutional investors: evidence from CalPERS. *Journal of Finance*, 51: 227-252.
- Rath, S. Sun, J. 2012. Pre-Managed Earnings Benchmarks and Earnings Management of Australian Firms. *Australasian Accounting Business and Finance Journal*, 6: 29-56.
- Skinner, D., Sloan, R. 2002. Earnings surprises, growth expectations, and stock returns or don't let an earnings torpedo sink your portfolio. *Review of Accounting Studies*, 7: 289-312.
- Swai, J.P. Mbogela, C.S. 2016. Accrual-based versus real earnings management: The effect of ownership structure: evidence from East Africa. *ACRN Oxford Journal of Finance and Risk Perspectives*, 5: 121-140.
- Teshima, N., Shuto, A. 2008. Managerial Ownership and Earnings Management: Theory and Empirical Evidence from Japan. *Journal of International Financial Management and Accounting*, 19: 107-132.
- Veronica, S., Bachtiar, Y.S. 2005. Good Corporate Governance, Information Asymmetry, and Earnings Management. *Journal Akuntansi dan Keuangan Indonesia*, 2: 77-106.
- Wang, C, Tung, S., Lin. C., Wang L. Lai. C. 2010. Earnings management using asset sales: Interesting issues for further study under unique institutional settings. *International Journal of Accounting and Information Management*, 18: 237-251.
- Warfield, T., Wild, J. 1995. Managerial Ownership, Accounting Choices, and Informativeness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 20: 61-91.
- Watts, R., Zimmerman, J. 1986. In: *Positive Accounting Theory*. Prentice-Hall Inc.
- Wooldridge, J.M. 2002. *Econometrics analysis of cross section and panel data*, The MIT Press.

Xie B., W.N. Davidson, DaDalt, P.J. 2003. Earnings management and corporate governance: the role of the board and the audit committee. *Journal of Corporate Finance*, 9: 295-316.

Yeo, G.H.H.; Tan, P.M.S.; Ho, K.W. and Chen, S.S. 2002. Corporate ownership structure and the informativeness of earnings. *Journal of Business Finance et Accounting*. 29: 7-8.

Zhong, K., Gribbin, D. W., Zheng, X. 2007. The effect of monitoring by outside blockholders on earnings management. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 37-60.