

Détection de la gestion des résultats dans le contexte marocain : quel modèle d'accruals?

Detecting earnings management in the moroccan context: what accruals model?

ELOUIDANI Abdelkbir

Enseignant chercheur

Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales d'Agadir

Université Ibn Zohr – Maroc

Laboratoire de Recherche en Entrepreneuriat, Finance et Management des organisations (LAREFMO)

elouidani@gmail.com

AARAB Fatima

Doctorante

Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales d'Agadir

Université Ibn Zohr – Maroc

Laboratoire de Recherche en Entrepreneuriat, Finance et Management des organisations (LAREFMO)

aarabdoc@gmail.com

Date de soumission : 28/08/2023

Date d'acceptation : 10/10/2023

Pour citer cet article :

ELOUIDANI. A. et AARAB. F. (2023) « Détection de la gestion de résultat dans le contexte marocain : quel modèle d'accruals? », Revue Française d'Economie et de Gestion «Volume 4 : Numéro 10» pp : 206 - 223.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

L'objectif de cet article est de déterminer le modèle d'estimation des accruals discrétionnaires le plus approprié pour évaluer le degré de la gestion des résultats pratiquée par les gestionnaires des sociétés cotées en bourse au Maroc. Ainsi, une analyse comparative a été entreprise en examinant six modèles distincts d'estimation des accruals discrétionnaires, notamment le modèle de Jones (1991), le modèle modifié de Jones (par Dechow et al. en 1995), le modèle de Kasznik (1999), celui de Dechow et Dichev (2002), le modèle de McNichols (2002), ainsi que le modèle élaboré par Kothari et al. en 2005. Notre étude a été effectuée sur un échantillon de 46 sociétés cotées à la bourse de Casablanca entre l'année 2012 et 2018 (322 observations). Vu la dimension temporelle et individuelle de nos données, nous avons suivi une démarche empirique sur la base des données de panel en utilisant le logiciel Eviews 12. Ainsi, le résultat de notre étude a révélé que le modèle de Kasznik (1999) est le plus performant pour évaluer le niveau de la fiabilité des informations financières publiées par les entreprises marocaines cotées en bourse, avec un pouvoir explicatif de 76.52%.

Mots clés : Gestion des résultats; Accruals discrétionnaires; Accruals totaux; Accruals normaux; Fiabilité de l'information financière.

Abstract

The objective of this article is to determine the most appropriate discretionary accrual estimation model to evaluate the degree of earnings management practiced by managers of companies listed on the stock exchange in Morocco. Thus, a comparative analysis was undertaken by examining six distinct models for estimating discretionary accruals, including the Jones model (1991), the modified Jones model (by Dechow and al. in 1995), the Kasznik model (1999), that of Dechow and Dichev (2002), the McNichols model (2002), as well as the model developed by Kothari and al. in 2005. Our study was carried out on a sample of 46 companies listed on the Casablanca stock exchange between 2012 and 2018 (322 observations). Given the temporal and individual dimension of our data, we followed an empirical approach based on the data. panel using the Eviews 12 software. Thus, the result of our study revealed that the Kasznik model (1999) is the most efficient in assessing the level of reliability of financial information published by Moroccan companies listed on the stock exchange, with an explanatory power of 76.52%.

Keywords: Earnings management; Discretionary Accruals; Total Accruals; Normal accruals; Reliability of financial information.

Introduction

La mise en évidence de la pratique de la gestion du résultat, communément appelée gestion des bénéfices, a pris de l'ampleur dès le début des années 2000, avec l'apparition des scandales financiers. Cette situation a engendré une abondance de publications traitant de ce sujet. Schipper (1989) l'a défini comme « une intervention délibérée dans le processus d'information financière externe avec l'intention d'obtenir des gains privés ». Elle se produit lorsque les managers utilisent leur jugement dans les rapports financiers et dans la structuration des transactions afin de modifier délibérément les données financières, induisant ainsi en erreur certaines parties prenantes quant à la véritable performance économique de l'entreprise ou influençant les résultats contractuels qui dépendent des informations comptables déclarées (Healy & Wahlen, 1999). Cette pratique « se présente comme une conséquence logique d'une situation où les dirigeants tirent avantage de l'asymétrie d'information qui existe entre eux et les actionnaires » (Vidal, 2010).

Trois motivations différentes pour la gestion des bénéfices: les attentes et les évaluations du marché des capitaux, les contrats rédigés en termes de chiffres comptables et la réglementation gouvernementale (Crête, Bédard & Rousseau, 2004 ; Verbruggen, Christaens & Milis, 2008). De même, Stolowy et Breton (2003) dans leur revue de littérature sur la gestion de résultat, ont synthétisé les diverses finalités liées à la gestion des informations comptables en trois catégories suivantes : la minimisation des coûts politiques, la minimisation des coûts de financement et la maximisation de la richesse des dirigeants. En raison de la manipulation d'informations financières, la situation financière réelle ainsi que les résultats d'exploitation des entreprises ne peuvent pas être répercutés sur les utilisateurs d'informations financières. Cela entraîne, d'une part, les pertes des investisseurs qui investissent dans les titres de ces entreprises et leur perte de confiance dans le système, et d'autre part, la création de ressources (fonds) affectées à des domaines erronés et inefficaces (Yurt & Ergun, 2015). Collingwood (2001) résume les conséquences négatives des informations financières manipulées en cinq points : 1. Diminution de la confiance des utilisateurs des rapports financiers dans la crédibilité et la fiabilité de l'information financière, 2. perte de crédibilité de la profession comptable et d'audit, 3. dégradation de l'efficacité de la gouvernance d'entreprise, 4. la faillite et les énormes pertes financières de l'entreprise qui recourt à des informations financières manipulatrices, et 5. la réduction de l'efficacité des marchés financiers et de l'économie dans son ensemble. Ainsi, des coûts supplémentaires sont générés pour l'économie et des scandales financiers ont été apparus

à cause de la publication des informations hors normes et frauduleuses. D'où l'importance de mieux contrôler la fiabilité de l'information financière mise à la disposition des différentes parties prenantes.

Au Maroc, plusieurs scandales financiers impliquant des sociétés cotées en bourse ont remis en cause le rôle des auditeurs externes dans la certification des comptes. Parmi ces sociétés qui ont été accusées de fraude comptable et de manipulation de leurs états financiers nous citons : "Akrouti" en 2015, "Delta Holding" en 2013, "Risma" en 2012, "Afriquia Gaz" en 2018, "Douja Promotion Groupe Addoha" en 2016, CNSS en 2018, Samir en 2016 Afin d'éviter les effets néfastes de ces comportements frauduleux dans notre contexte, où la transparence et la fiabilité des informations financières sont essentielles pour encourager l'investissement et le développement économique, il est primordial de détecter et de prévenir la gestion du résultat. La plupart des modèles utilisés pour détecter la gestion des résultats ont été développés et appliqués aux États-Unis et dans les pays européens et dans quelques autres pays. Toutefois, un nombre très limité d'études se sont concentrées sur les marchés émergents.

Dans le cadre de notre article, notre intention n'est pas de développer un nouveau modèle de détection des accruals discrétionnaires, mais plutôt de procéder à une comparaison des modèles préexistants dans la littérature. Notre objectif est de déterminer quel modèle s'avère le plus efficace pour identifier les manipulations d'informations financières dans notre contexte. Plus précisément, nous cherchons à répondre à la problématique suivante : Parmi les modèles d'accruals disponibles, lequel s'avère le plus approprié pour identifier la pratique de gestion de bénéfices au sein des entreprises cotées à la bourse de Casablanca ?

Ainsi, cet article se propose de comparer six modèles d'accruals utilisés dans la détection de la gestion des résultats. Nous commencerons par une brève revue de littérature sur l'évaluation de la pratique de la gestion du résultat à l'aide de modèles basés sur les accruals discrétionnaires. Puis nous décrivons notre méthodologie de recherche. Ensuite nous discutons les résultats des régressions multiples. Et enfin, nous rapportons nos conclusions.

1. Revue de littérature

La gestion des résultats est une pratique comptable controversée qui consiste à manipuler les chiffres financiers d'une entreprise afin de présenter des résultats plus favorables qu'ils ne le sont réellement. Cette pratique peut être utilisée pour induire en erreur les parties prenantes, telles que les investisseurs, les créanciers ou les régulateurs, et peut entraîner une perte de confiance dans les états financiers de l'entreprise. Les chercheurs dans la gestion des résultats ont trouvé qu'il était difficile et ardu de la détecter ou de la mesurer vue l'impossibilité de

l'observer directement. Par conséquent, ils se sont penchés sur deux aspects de la gestion des résultats, à savoir le choix des méthodes comptables et la gestion des accruals (Aminul islam, Rouhani & Zamri, 2011). Ces auteurs ont cité plusieurs limites au choix des méthodes comptables. D'une part, il est difficile pour les dirigeants de changer constamment leurs politiques comptables sachant que cela nécessite de prendre en compte la totalité des procédures comptables de l'entreprise. D'autre part, les bénéfices peuvent être influencés par d'autres facteurs que le choix de la politique comptable. Ces limites ont conduit les chercheurs à examiner si les gestionnaires utilisent la gestion des accruals pour réaliser leurs intérêts. Dans ce cadre, Yurt et Ergun (2015), affirment que la gestion des résultats est une conséquence naturelle de la comptabilité d'exercice. Celle-ci, permet aux gestionnaires de faire des évaluations et de prendre des décisions concernant la durée et le montant des revenus et des dépenses en cohérence avec des objectifs déterminés à l'avance. En générale, ils allouent les produits là où l'exercice en a le plus grand besoin, tout en minimisant les charges. Par conséquent, les dirigeants ont la possibilité, grâce aux accruals, de manipuler les états financiers en fonction des circonstances et des exigences spécifiques. Les preuves empiriques suggèrent souvent que les entreprises ajustent intentionnellement le niveau des accruals pour influencer les chiffres comptables qu'elles divulguent (Healy & Wahlen, 1999). Ainsi, les accruals désignent des transactions comptables qui ne sont pas nécessairement associées à des flux monétaires concrets, englobant les fluctuations des besoins en fonds de roulement, les amortissements, ainsi que d'autres charges et produits calculés, comme précisé par Vidal en 2010.

Depuis les années 1980, une branche de recherche s'est épanouie, axée sur le développement de modèles mathématiques visant à quantifier les accruals inhabituels. Dans ce cadre, Beneish (1999) annonce que le total des accruals ou une partie de celui-ci a été utilisé dans des travaux antérieurs pour évaluer dans quelle mesure les dirigeants font des choix comptables discrétionnaires pour modifier les bénéfices (Healy, 1985; Jones, 1991). En effet, Aminul islam, et al., (2011) précisent que les chercheurs font recours à deux techniques de modélisation pour estimer les accruals discrétionnaires. La première approche utilise le total des accruals comme estimation des accruals discrétionnaires et recherche la gestion des bénéfices en comparant le montant des accruals entre différentes entreprises ou différentes périodes (Les modèles élaborés par Healy en 1985 et DeAngelo en 1986). Cette approche a été remplacée par une deuxième qui utilise des techniques de régression pour séparer les composantes discrétionnaires

et non discrétionnaires des accruals (modèles de Jones (1991) ; Dechow, Sloan & Sweeney, (1995) ; Kothari, Leone & Wasley, (2005)...). En effet, cette dissociation requiert l'utilisation d'un modèle d'estimation capable d'isoler la composante discrétionnaire des accruals à partir de leur totalité.

Le premier modèle de mesure des accruals discrétionnaires (anormaux), a été développé par Healy en 1985. DeAngelo a introduit une version spéciale de ce modèle en 1981. L'idée cruciale sur laquelle repose les deux auteurs, c'est que, les accruals non discrétionnaires (normaux) au cours de la période considérée sont constants et que la variation des accruals totaux découle des accruals discrétionnaires. Ce constat a été critiqué par d'autres auteurs tels que Dechow, et al. (1996) qui considèrent que les conditions économiques de l'entreprise peuvent influencer le niveau des accruals non discrétionnaires. Pour combler les lacunes des modèles de Healy (1985) et DeAngelo (1986), Jones (1991) a introduit dans la littérature un modèle qui confirme l'hypothèse selon laquelle les accruals non discrétionnaires ne sont pas constants. Il a ajouté le montant des immobilisations brutes et la variation des ventes pour contrôler les effets des changements de la situation économique de l'entreprise sur le niveau des accruals non discrétionnaires. Ce modèle contient également des limites. Il suppose que le chiffre d'affaire ne peut pas être manipulé par les dirigeants en négligeant la potentialité de manipulation des accruals discrétionnaires via l'utilisation de ventes à crédit. Ainsi, Lorsque les variations des ventes sont ajustées pour tenir compte des variations des créances clients, le modèle standard de Jones devient un modèle de Jones modifié, qui est proposé par Dechow et al., en 1995. Selon ces auteurs, il est plus facile de manipuler les ventes à crédit que celles au comptant. En effet, toute modification dans les ventes à crédit découle du pouvoir discrétionnaire appliqué à la vente. Depuis son apparition, ce modèle a été largement utilisé.

Toutefois, la littérature comptable nous a offert plusieurs modèles d'estimation des accruals discrétionnaires. Cette diversité des modèles, pose le problème du choix du modèle le plus adéquat pour la détection de la manipulation de résultat. Dans ce cadre, plusieurs auteurs ont essayé de faire la comparaison entre eux. En effet, l'étude menée par Dechow et al. (1995) présente une analyse de cinq modèles distincts, exposant leurs avantages et leurs inconvénients, tout en comparant leur efficacité dans la détection de la gestion des bénéfices. Ces modèles incluent ceux développés par Healy (1985), DeAngelo (1986), Jones (1991), une version adaptée du modèle de Jones par Dechow et al. (1995) ainsi que le modèle basé sur l'industrie.

Les conclusions de Dechow et al., ont indiqué que le modèle de Jones modifié se positionnait comme le modèle le plus performant pour détecter la gestion des bénéfices.

Dans des économies développées, plusieurs études ont montré l'efficacité du modèle de Jones modifié dans la détection de la gestion des bénéfices. Cependant, ce résultat a été infirmé dans d'autres contextes (des économies en développement). Aminul islam, et al., (2011), Ont entrepris une analyse portant sur l'efficacité de ce modèle pour identifier la gestion des bénéfices pratiquée par les entreprises introduites en bourse sur le marché des capitaux du Bangladesh entre 1985 et 2005. Le résultat de cette étude révèle que le modèle de Jones modifié démontrait une efficacité limitée dans ce pays, vu que le pouvoir explicatif de ce modèle n'était que d'environ 9%. La même chose pour une étude empirique sur la bourse coréenne. En effet, une étude récente de Yoon et Miller (2002) révèle que le modèle de Jones modifié s'avère peu efficace pour évaluer les accruals discrétionnaires pour les entreprises coréennes. Egalement, ce résultat a été confirmé par Alareeni et Aljuaidi (2014) dans l'environnement palestinien en tant que marché émergent. Cette divergence a été expliquée par plusieurs auteurs. Dechow, Sloan et Sweeney (1995) soutiennent qu'il n'existe toujours pas de modèle parfait pour la détection des régularisations discrétionnaires. Beslic et al. (2015), montrent également que les modèles existants des accruals discrétionnaires ont un pouvoir explicatif différent selon les pays du monde. Chaque modèle a l'avantage de ne détecter qu'un aspect de la manipulation des résultats. Ceci, explique pleinement l'existence jusqu'à présent, des tentatives pour développer des modèles plus efficaces pour la détection des informations financières manipulées (Aminul islam et al., 2011 ; Beslic et al., 2015; Yoon & Miller, 2002; ...).

Dans le cadre de notre article, notre objectif n'est pas de construire un nouveau modèle de la détection des accruals discrétionnaires. Mais plutôt de comparer des modèles existants dans la littérature, afin de trouver celui qui aura un bon pouvoir explicatif et qui sera le plus efficace dans la détection des informations financières manipulées dans notre contexte.

2. Méthodologie de recherche

2.1. Présentation de l'échantillon

Notre étude se concentre sur l'analyse de la pratique de gestion des bénéfices au sein des entreprises cotées à la Bourse de Casablanca. Il convient de noter que notre échantillon initial est composé de 55 entreprises, après avoir exclu les institutions financières à savoir les sociétés d'assurances et des banques, les sociétés de financement et des autres activités financières et des sociétés de portefeuilles. Le motif de l'exclusion s'explique par leur spécificité

réglementaire en matière de présentation des comptes. Elles sont au nombre de 20 sociétés financières. Lors de la collecte des données nous avons observé des sociétés qui ne sont pas cotées durant toute la période d'étude, une société ayant l'exercice comptable clos en 31 mars, la SAMIR qui fait l'objet de la liquidation judiciaire en 2015 et une autre, résultant de la fusion de deux sociétés. Ainsi, la démarche pour déterminer l'échantillon définitif a été réalisée conformément à la méthodologie exposée dans le tableau ci-après:

Tableau N°1 : Procédure de la sélection de l'échantillon final

Echantillon	Entreprises cotées
Sociétés cotées en bourse de Casablanca	76
Etablissements financiers (englobant les banques, les compagnies d'assurance et les entreprises de leasing)	20
Echantillon de départ	56
Les sociétés exclues	10
Echantillon final	46

Source : Auteurs

2.2. Période de l'étude et collecte des données

Notre étude portera sur une période de sept ans depuis 2012 jusqu'au 2018. L'échantillon final se compose de 46 sociétés soit un nombre d'observations de 322. Le recueil des informations concernant les entreprises cotées a été entrepris en se basant sur les états financiers et les communiqués de presse publiés à la bourse des valeurs mobilières de Casablanca (BVC) et au site de l'Autorité Marocaine des Marchés de Capitaux (AMMC). L'examen et l'analyse se sont focalisés exclusivement sur les comptes sociaux, étant donné que les états financiers consolidés reflètent la situation financière de l'ensemble du groupe en tant qu'entité unique. Nous avons collecté les informations depuis l'année 2011 jusqu'au 2019 vue que la plupart des variables utilisées se calculent sur la bases des informations de l'année précédente. Ainsi, notre échantillon est considéré comme échantillon de panel vu la disponibilité des informations de 46 sociétés durant la période de sept ans.

2.3. Présentation des modèles à tester

Dans le cadre de notre recherche, nous avons opté pour l'analyse de six modèles différents visant à estimer les accruals discrétionnaires. Ces modèles comprennent celui élaboré par Jones en 1991, une version modifiée du modèle de Jones par Dechow et al. en 1995, le modèle de Kasznik de 1999, le modèle de Dechow et Dichev de 2002, celui de Healy en 1985, le modèle

de McNichols de 2002, ainsi que le modèle proposé par Kothari et al. en 2005. Le choix de ces modèles est justifié par leur puissance, leur utilisation excessive dans la littérature comptable, leur contemporanéité et aussi par la disponibilité des données.

- **Modèle de Jones (1991)**

Le modèle proposé par Jones en 1991 adopte la structure d'une régression estimée pour chaque ensemble d'entreprises, conformément à la description suivante :

$$ACRTit/TAit-1 = \alpha_0 (1/TAit-1) + \alpha_1 (\Delta CAit/TAit-1) + \alpha_2 (IMMOit/TAit-1) + \varepsilon_{it}$$

Les accruals non discrétionnaires de l'année d'estimation est :

$$ACRNDit = \alpha_0 (1/TAit-1) + \alpha_1 (\Delta CAit/TAit-1) + \alpha_2 (IMMOit/TAit-1)$$

En déduisant les accruals non discrétionnaires des accruals totaux, nous pouvons savoir le montant des accruals discrétionnaires. Ainsi :

$$ACRDit = ACRTit/TAit-1 - [(\alpha_0 (1/TAit-1) + \alpha_1 (\Delta CAit/TAit-1) + \alpha_2 (IMMOit/TAit-1))],$$

avec :

ACRTit : représente les accruals totaux de l'entreprise i pour l'année t ;

TAit-1 : désigne le total de l'actif de l'entreprise i pour l'année précédente ;

$\Delta CAit$: correspond à la variation du chiffre d'affaires de l'entreprise i entre l'année t-1 et l'année t ;

IMMOit : indique la valeur des immobilisations corporelles brutes de l'entreprise i pour l'année t.

ε_{it} : constitue le terme d'erreur de l'entreprise i pour l'année t reflétant l'estimation des accruals discrétionnaires.

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$: représentent les estimations des paramètres spécifiques à chaque entreprise.

La totalité des variables dans ce modèle sont standardisées par le total de l'actif du début de la période (de l'année dernière). Ainsi, Jones a ajusté les variations des accruals en les pondérant en fonction du total de l'actif, dans le but de tenir compte des disparités dans le niveau d'activité des entreprises et de confirmer la variabilité des ACRND dans le temps (Stolowy & Breton, 2003).

- **Modèle de Jones modifié (1995)**

Le modèle de Jones (1991) a subi des modifications par Dechow et al. (1995) en introduisant un ajustement de la variation du chiffre d'affaires en fonction de la variation des créances.

Par conséquent, le modèle révisé est formulé de la manière suivante :

$$\text{ACRTit}/\text{TAit-1} = \alpha_0 (1/\text{TAit-1}) + \alpha_1 [(\Delta\text{CAit}-\Delta\text{CRCLit})/\text{TAit-1}] + \alpha_2(\text{IMMOit}/\text{Ait-1}) + \varepsilon_{it}$$

Avec,

La seule différence par rapport aux paramètres du modèle de Jones (1991), réside dans la variation des ventes à crédit de l'entreprise *i* entre l'année *t-1* et l'année *t* (ΔCRCLit), tandis que toutes les autres variables demeurent constantes.

- **Modèle de Kasznik (1999)**

En 1999, Kasznik a étendu le modèle de Dechow et al. (1995) en incluant la variation des flux de trésorerie d'exploitation pour l'année de l'estimation ainsi que pour l'année précédente. La formulation de son modèle est la suivante :

$$\text{ACRTit}/\text{TAit-1} = \alpha_0 (1/\text{TAit-1}) + \alpha_1 (\Delta\text{CAit} - \Delta\text{CRCLit})/\text{TAit-1} + \alpha_2 (\text{IMMOit}/\text{TAit-1}) + \alpha_3 \Delta\text{CFOit}/\text{TAit-1} + \varepsilon_{it}$$

- **Modèle de Dechow et Dichev (2002)**

Dechow et Dichev (2002) présentent une approche distincte par rapport aux modèles antérieurs, en se fondant sur une méthode visant à évaluer la pertinence du résultat en fonction de sa corrélation avec les flux de trésorerie. Ils se penchent sur l'évaluation des accruals sur la période en question en comparaison avec les flux de trésorerie des périodes antérieures, actuelle et futures. Plus spécifiquement, ils ont élaboré ce modèle empirique :

$$\Delta\text{WCit} = \alpha_0 + \alpha_1\text{CFOit-1} + \alpha_2\text{CFOit} + \alpha_3\text{CFOit+1} + \varepsilon_{it}$$

Où; ΔWCit : « working capital » est la variation du fonds de roulement entre *t-1* et *t*,

CFOit-1 : représente le flux de trésorerie de la période *t-1*,

CFOit : correspond au flux de trésorerie de la période *t*,

CFOit+1 : désigne le flux de trésorerie de la période suivante.

Toutes ces variables sont normalisées en fonction du total de l'actif de l'année *t-1*.

- **Modèle de McNichols (2002)**

Selon cet auteur, le modèle de Dechow et Dichev (2002) ne traite pas les régularisations entant que discrétionnaires et non discrétionnaires. Aussi le modèle de Jones (1991) évalue chaque période en soi sans prendre en considération les périodes suivantes et précédentes. Par conséquent, McNichol propose un modèle qui combine les deux afin d'augmenter leur pouvoir explicatif. Les résultats de son étude révèlent que l'ajout de flux de trésorerie au modèle de Jones (1991) réduira l'omission par le modèle des variables relatives aux événements économiques. Il indique que les ventes et les flux de trésorerie ont une relation étroite. Le

modèle proposé permet de savoir si les flux de trésorerie ont un pouvoir explicatif sur les accruals ou non, après la prise en compte des variations des actifs immobilisés et des bénéfices.

Ainsi, le modèle de McNichol (2002) se présente de la manière suivante :

$$\Delta WC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{it-1} + \alpha_2 CFO_{it} + \alpha_3 CFO_{it+1} + \alpha_4 \Delta CA_{it} + \alpha_5 IMMO_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{Où ;}$$

ΔCA_{it} : variation du chiffre d'affaires de l'entreprise i entre l'année $t-1$ et l'année t ;

$IMMO_{it}$: immobilisations corporelles brutes de l'entreprise i pour l'année t .

Comme observé dans d'autres modèles similaires, McNichols (2002) applique également une pondération par le total de l'actif de l'année $t-1$ à toutes les variables.

- **Modèle de Kothari et al. (2005)**

Une autre version révisée du modèle de Jones, a été proposé par Kothari et al. en 2005. Ils ont testé l'ajout de la variable ROA (return to assets) aux modèles de Jones (1991) et de Jones modifié par Dechow et al. (1995). Les résultats de leur étude suggèrent que les mesures des accruals discrétionnaires assorties de la performance, sont bien spécifiées et puissantes. Ainsi, le modèle élaboré par Kothari et al., est formulé de la manière suivante :

$$ACRT_{it}/TA_{it-1} = \alpha_0 (1/TA_{it-1}) + \alpha_1[(\Delta CA_{it} - \Delta CRCL_{it})/TA_{it-1}] + \alpha_2 (IMMO_{it}/TA_{it-1}) + \alpha_3 ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

ROA_{it} : le résultat net de l'entreprise i pour l'année t divisé par l'actif total de la période antérieure : $ROA_{it} = RN_{it}/TA_{it-1}$

2.4. Etapes de calcul des accruals discrétionnaires

- **Calcul des accruals totaux**

Dans la littérature, le calcul des accruals totaux (TA) s'effectue de deux manières: une approche indirecte basée sur le bilan « approche bilancielle », et une approche directe basée sur le tableau des flux de trésorerie. Dans les études utilisant l'approche basée sur le bilan (Healy, 1985; Jones, 1991), les montants des accruals totaux sont calculés comme suit:

$$TA_{\tau} = \Delta CA_{\tau} - \Delta Cash_{\tau} - \Delta CL_{\tau} - \Delta DCL_{\tau} - DEP_{\tau} \quad \text{Où ;}$$

ΔCA_{τ} = variation de l'actif circulant entre l'année en cours t et l'année précédente $t-1$;

$\Delta Cash_{\tau}$: Variation de la trésorerie et des équivalents de trésorerie entre l'année en cours t et l'année précédente $t-1$;

ΔCL_{τ} : Variation du passif circulant entre l'année en cours t et l'année précédente $t-1$;

ΔDCL_{τ} : Variation de la dette à long terme et des autres dettes à court terme incluses dans le passif circulant entre l'année courante et l'année antérieure.

DEP_{τ} : Dotation aux amortissements de l'année t .

La deuxième méthode employée pour le calcul du total des accruals est l'approche qui se fonde sur les états des flux de trésorerie. Selon cette approche, les accruals totaux sont généralement calculés comme suit (Dechow et al., 1995):

ACCRT = RN – CFO. Où: RN est le résultat net.

L'évaluation de ces deux approches a été effectuée par Hribar et Collins (2002). Ils ont conclu que les erreurs dans l'estimation des accruals ont pour conséquence de biaiser les tests des chercheurs et de sous-estimer la valorisation du marché quant à l'évaluation du marché concernant la présence d'une gestion des bénéfices. Par conséquent, ils suggèrent qu'il serait prudent pour les chercheurs de se fier aux mesures des accruals tirées directement de l'état des flux de trésorerie. Par conséquent, dans notre étude, nous préférons utiliser la deuxième approche en calculant le total des accruals à travers des flux de trésorerie.

- Calcul des accruals non discrétionnaires

Comme nous avons déjà explicité, dans notre étude, nous allons tester les six modèles présentés dans le tableau suivant. Ces modèles permettent de calculer les accruals normaux. Nous mentionnons que toutes les variables des modèles originaux sont divisées par le total des actifs au début de l'année (année t-1) pour atténuer l'hétéroscédasticité potentielle des variables. Afin de réaliser cet objectif et d'obtenir des meilleurs résultats, d'autres auteurs contemporains ont standardisé les variables de toutes les modèles utilisés dans leurs travaux par l'actif total moyen (Algharaballi & Goyen, 2012; Beslic et al., 2015 ; Chihi, 2014 ; Larcker & Richardson, 2004; Stubben, 2010;.....). À l'instar de ces auteurs, nous soutenons cette approche dans notre étude. Ainsi, la valeur moyenne des actifs (AM) est égale à l'actif total de l'année t, plus l'actif total de l'année t-1 divisé par deux ($AM = (TA_t + TA_{t-1})/2$).

Tableau N°2: les modèles à tester

Modèles	Formules
Modèle de Jones (1991)	$ACRT_{it}/AM = \alpha_0 (1/AM) + \alpha_1 (\Delta CA_{it}/AM) + \alpha_2 (IMMO_{it}/AM) + \varepsilon_{it}$
Modèle de Dechow et al. (1995))	$ACRT_{it}/AM = \alpha_0 (1/AM) + \alpha_1 [(\Delta CA_{it} - \Delta CRCL_{it})/AM] + \alpha_2 (IMMO_{it}/AM) + \varepsilon_{it}$
Modèle de Kasznik (1999)	$ACRT_{it}/AM = \alpha_0 (1/AM) + \alpha_1 (\Delta CA_{it} - \Delta CRCL_{it})/AM + \alpha_2 (IMMO_{it}/AM) + \alpha_3 \Delta CFO_{it}/AM + \varepsilon_{it}$
Modèle de Dechow et Dichev (2002)	$\Delta WC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{it-1} + \alpha_2 CFO_{it} + \alpha_3 CFO_{it+1} + \varepsilon_{it}$

Modèle de McNichols (2002)	$\Delta WC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{it-1} + \alpha_2 CFO_{it} + \alpha_3 CFO_{it+1} + \alpha_4 \Delta CA_{it} + \alpha_5 IMMO_{it} + \varepsilon_{it}$
Modèle de Kothari et al. (2005)	$ACR_{Tit}/AM = \alpha_0 (1/AM) + \alpha_1 [(\Delta CA_{it} - \Delta CRCL_{it})/AM] + \alpha_2 (IMMO_{it}/AM) + \alpha_3 ROA_{it} + \varepsilon_{it}$

Source : Auteurs

- **Calcul des accruals discrétionnaires**

Après avoir calculé les accruals totaux (ACRT) et les accruals non discrétionnaires (ACRND), les accruals discrétionnaires (ACRD) ont été calculés à l'aide de l'équation suivante : $ACRD_{it} = ACRT_{it} / \text{valeur moyenne des actifs} - ACRND_{it} / \text{valeur moyenne des actifs}$. Ils représentent le résidu du modèle de régression. Ils seront extraits automatiquement des modèles économétriques testés. La valeur absolue des accruals discrétionnaire permet d'évaluer le niveau de la gestion des résultats (informations financières manipulées) pour la période d'un an. S'ils sont significativement différents de zéro, cela signifie l'existence d'une manipulation des résultats financiers de l'entreprise. Le signe positif des Accruals discrétionnaires signifie une manipulation du résultat à la hausse. Tandis que le signe négatif renvoie à une diminution du résultat.

3. Résultats et discussions

Afin de faciliter la comparaison, les résultats de la régression de chaque modèle ont été synthétisés dans le tableau ci-dessous.

Tableau N°3 : comparaison des modèles testés

Modèles	Modèle de Jones (1991)		Modèle de Dechow et al. (1995)		Modèle de Kasznik (1999)		Modèle de Kothari et al. (2005)		Modèle de Dechow et Dichev (2002)		Modèle de McNichols (2002)	
Variables	Coef	t-stat	Coef	t-stat	Coef	t-stat	Coef	t-stat	Coef	t-stat	Coef	t-stat
C	-0.01209	-4.46806***	0.03250	1.933623	0.023961	0.1130	-0.00163	-0.108173	0.035534	11.1972***	0.03690	2.04013*
(ACR Tit/AM)	1892827.	8.604294***	-4781827.	-1.418191	-7668984.	0.0640*	-8623676.	-2.103902*				
IMMCit /AM	-0.033257	6.299518***	-0.084188	-4.997950***	-0.054145	0.0502*	-0.085327	-5.110017***			-0.00668	-0.18916
(ΔCAit-ΔCRCLit)/AM			-0.160100	-4.072465***	-0.042592	0.1702	-0.208994	-5.222941***				
ΔCAit/AM	0.043400	1.076904									0.13245	8.67952***
ROAit							0.790486	12.99766***				
CFOit-1									-0.09758	-3.44649**	-0.09508	2.04013*
CFOit									-0.31556	10.9891***	-0.34958	-2.88747**
CFOit+1									0.016603	0.557368	0.04606	-17.3943***
VCF					-0.428427	0.00***						
R ²	0.091156		0.454575		0.765224		0.547853		0.421681		0.497501	
R ² ajusté	0.082583		0.358676		0.722930		0.466399		0.319999		0.404788	
F-statistic	10.63174***		4.740143***		18.09289		6.725992***		4.147046***		5.366081***	
DW	1.842892		2.310807		1.636385		2.290956		2.313713		2.346440	

***, **, * est significatif à 1, 5 et 10 % respectivement.

Source :Auteurs

Avant de commencer notre comparaison sur la base du test de significativité globale des modèles et sur la valeur des coefficients de détermination R^2 , il est opportun d'étudier la significativité individuelle des variables. En effet, Le t -statistique est le test de Student qui permet de tester la significativité individuelle de chaque variable. Si la P-Value associé à ce test est inférieure à un seuil fixé à 1%, 5% ou 10% (risque d'erreur), on constate que la variable indépendante influence la variable dépendante. En effet, dans le modèle de Jones (1991) et celui de Dechow et al. (1995), deux variables sur trois influencent significativement les accruals totaux au seuil de 1%. Pour le modèle de Kasznik (1999), trois variables parmi quatre ont une influence notable sur la variable dépendante au seuil de 1%, et deux au seuil de 10%. Pour les modèles de Kothari et al. et celui de McNichols, quatre variables sur cinq sont significatives. Et enfin, dans le modèle de Dechow et Dichev, deux variables sur trois sont significatives.

L'étude de la significativité globale de chaque modèle se présente par le test de Fisher. Le modèle est statistiquement significatif si la probabilité de F-statistique est inférieure à 0.05. Les tests statistiques de Fisher de tous les modèles sont significatifs au seuil de 1% ($0.000 < 0.05$). En effet les variables explicatives contribuent globalement à expliquer la variable dépendante. Ainsi, les six modèles sont statistiquement significatifs.

Nous passons maintenant à un autre élément qui sera définitif dans la comparaison de nos modèles. Il s'agit du coefficient de détermination R^2 . Il permet d'évaluer la force du lien entre la variable à expliquer et les variables explicatives. Le coefficient de détermination (R au carré) du modèle de Jones (1991) révèle que le modèle de régression peut expliquer 9,11 % de la variabilité de la variable dépendante, à savoir le total des accruals.

Le R^2 du modèle de Jones modifié par Dechow et al. (1995), montre que 45.45% de la dispersion observée dans la variable dépendante peut être attribuée à l'influence des variables indépendantes. Le coefficient de détermination (R carré) du modèle de Kasznik (1999) montre que 76.52 % de la variabilité de la variable dépendante peut être interprétée à travers le modèle de régression. Le coefficient de détermination (R au carré) du modèle de Dechow et Dichev (2002) montre que 42.16 % de la variabilité de la variable dépendante (total des régularisations) peut être expliquée par le modèle de régression. Le coefficient de détermination (R au carré) du modèle de McNichols (2002) montre que 49.75 % de la variabilité de la variable à expliquer (total des accruals) peut être attribuée au modèle de régression. Le coefficient de détermination (R au carré) du modèle de Kothari et al. (2005) montre que 54.78 % de la variabilité de la variable dépendante (total des accruals) peut être expliquée par l'influence des variables

indépendantes. Dans le tableau suivant, nous classons nos modèles selon la qualité du R au carré.

Tableau N° 4 : classement des modèles selon la qualité de R²

Modèles	R ²
Modèle de Kasznik (1999)	76.52 %
Modèle de Kothari et al. (2 005)	54.78 %
Modèle de McNichols (2002)	49.75 %
Modèle de Dechow et al. (1995))	45.45%
Modèle de Dechow et Dichev (2002)	42.16 %
Modèle de Jones (1991)	9.11 %

Source : Auteurs

Ainsi, le modèle de Kasznik (1999) présente la valeur de R au carré le plus élevée parmi les autres modèles, suivi par celui de kothari et al. (2005). Tandis que le modèle de Jones (1991) le plus adapté dans d'autres contextes tel que les Etats Unis, présente une qualité médiocre avec un coefficient de détermination R² égale à 9.11%. Ainsi, le modèle de Kasznik (1999) sera le plus apte à évaluer la gestion des résultats au sein des sociétés cotées à la bourse de Casablanca.

Conclusion

L'objectif de cette étude consiste à réaliser une analyse comparative entre les modèles prédominants dans la littérature et à évaluer leur aptitude à détecter la gestion des bénéfices dans le contexte du Maroc. Le test de significativité globale de Fisher nous a révélé que les six modèles testés sont statistiquement significatifs au seuil de 1%. En effet, nous avons retenu le coefficient de détermination R² comme paramètre de comparaison. D'après les résultats de l'analyse de la régression menée pour chaque modèle, nous pouvons conclure que le modèle de Kasznik (1999) a le plus grand pouvoir explicatif pour détecter la manipulation des résultats financiers des entreprises marocaines cotées à la bourse de Casablanca. Il permet d'expliquer 76.52% de la variance totale de la variable dépendante qui est les accruals totaux. Par conséquent, ce modèle serait utile pour les auditeurs, les analystes financiers, les investisseurs et toutes les parties prenantes, afin d'évaluer le niveau de la fiabilité des informations financières publiées par les entreprises marocaines cotées en bourse. Ainsi, cette étude va contribuer certainement à la littérature sur la gestion des résultats au Maroc.

Dans le cadre de nos futures recherches, nous envisageons d'employer ce modèle dans le but d'approfondir notre compréhension de la gestion des bénéfices au sein des entreprises cotées.

Cependant, il est important de noter que cette étude présente certaines limitations. Tout d'abord, la taille de l'échantillon examiné est relativement restreinte. De plus, se limiter à l'exploration de la gestion des bénéfices au sein des entreprises cotées ne permet pas d'obtenir une perspective exhaustive du phénomène. Par conséquent, il est essentiel d'élargir notre champ d'étude pour inclure également les entreprises non cotées. En outre, il serait plus approprié de développer un modèle économétrique spécifiquement adapté à notre contexte, prenant en compte les particularités qui lui sont propres pour mesurer la gestion des résultats de manière plus précise.

BIBLIOGRAPHIE

- Alareeni, B. & Aljuaidi, O. (2014). The Modified Jones and Yoon Models in Detecting Earnings Management in Palestine Exchange (PEX). 9(4), 1472-1484.
- Algharaballi, E. & Goyen, M. (2012). Corporate reporting, security regulation and trading on the Kuwaiti stock exchange (KSE) – institutional implications for research. *Journal of Governance and Regulation*, 1(2), 7-23.
- Aminul Islam, M., Rouhani, A. & Zamri, A. (2011). Is Modified Jones Model Effective in Detecting Earnings Management? Evidence from A Developing Economy. *International Journal of Economics and Finance*, 3(2), 116-125.
- Beneish, M.D. (2001). Earnings management : A perspective. *Managerial finance*, 27(12), 3-17.
- Beslic, I., Beslic, D., Jaksic, D. & Andric, M. (2015). Testing the models for detection of earnings management. *Industrija*, 43(3), 55-79.
- Collingwood, H. (2001). The earnings game. Everyone plays, nobody wins. *Harvard Business Review*, 79(6), 65-7.
- Crête, R., Bédard, J. & Rousseau, S. (2004). Les vérificateurs et la fiabilité de l'information financière: les messages de l'environnement institutionnel et juridique. *Les Cahiers de droit*, 45(2), 219-294.
- DeAngelo, L.E. (1986). Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes : A Study of Management Buyouts of Public Stockholders. *The Accounting Review*, 61(3), 400-420.
- Dechow, P.M., Sloan, R. G. & Sweeney, A.P. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70(2), 193-225.
- Healy, P.M. (1985). The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of accounting and economics*, 7(1-3), 85-107.
- 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.

- Hribar, P. & Collins, D.W. (2002). Errors in Estimating Accruals : Implications for Empirical Research. *Journal of Accounting Research*, 40(1), 105-134.
- Hrichi, Y. (2013). Les effets de l'adoption obligatoire des normes IFRS sur la gestion du résultat comptable : Une analyse de 100 entreprises françaises. *La Revue des Sciences de Gestion*, 5(263-264), 163-170.
- Jones, J.J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of accounting research*, 29(2), 193-228.
- Kasznik, R. (1999). On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of accounting research*, 37(1), 57-81.
- Kothari, S.P., Leone, A.J. & Wasley, C.E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163-197.
- Larcker, D.F. & Richardson, S.A. (2004). Fees Paid to Audit Firms, Accrual Choices, and Corporate Governance. *Journal of Accounting Research*, 42(3), 625-658.
- McNichols, M.F. (2002). Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The accounting review*, 77(s-1), 61-69.
- Stolowy, H. & Breton, G. (2003). La gestion des données comptables : Une revue de la littérature. *Comptabilité - Contrôle - Audit*, 9(1), 125-151.
- Stubben, S.R. (2010). Discretionary Revenues as a Measure of Earnings Management. *The Accounting Review*, 85(2), 695-717.
- Verbruggen, S., Christaens, J. & Milis, K. (2008). Earnings management: a literature review. HUB Research paper, 14.
- Vidal, O. (2010). Gestion du résultat et seuils comptables. *Revue Française de Comptabilité*, (434), 1-4.
- Yoon, S.S. & Miller, G. (2002). Earnings management of seasoned equity offering firms in Korea. *The International Journal of Accounting*, 37(1), 57-78.
- Yurt, C. & Ergun, U. (2015). Accounting quality models : A comprehensive literature review. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 3(5), 33-66.