

Quel modèle d'accruals est le mieux ajusté à un marché émergent ? Une comparaison empirique au Maroc

Fatima AARAB^{1*}, Hicham BAHIDA²

¹ Docteure en sciences économiques et de gestion, Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales d'Agadir, Université Ibn Zohr, Agadir, Maroc

² Docteur en sciences économiques et de gestion, École Nationale de Commerce et de Gestion de Dakhla, Université Ibn Zohr, Dakhla, Maroc

*Auteur correspondant : aarabdoc@gmail.com

Résumé

Cette étude compare six modèles d'accruals afin d'identifier la spécification la mieux ajustée à l'environnement de reporting financier des sociétés non financières cotées au Maroc. L'analyse porte sur 46 entreprises observées de 2012 à 2018, soit un panel équilibré de 322 observations entreprise-année. Les modèles de Jones, Jones modifié, Kasznik, Dechow-Dichev, McNichols et Kothari sont estimés sur données de panel après comparaison de deux méthodes de standardisation. La mise à l'échelle par l'actif total moyen améliore le pouvoir explicatif de cinq spécifications sur six. Les six modèles sont globalement significatifs, mais le modèle de Kasznik présente le meilleur ajustement, avec un R^2 de 76,52 % et un R^2 ajusté de 72,29 %. Ces résultats soulignent la sensibilité contextuelle des mesures d'accruals discrétionnaires et montrent qu'un modèle ne devrait pas être retenu mécaniquement sur la seule base de son usage dans la littérature internationale. La comparaison est interprétée comme un exercice de validation contextuelle plutôt que comme une preuve de supériorité universelle. Les R^2 sont interprétés prioritairement au sein de familles partageant la même variable dépendante, les comparaisons transversales restant descriptives.

Mots-clés : Gestion des résultats ; accruals discrétionnaires ; modèles d'accruals ; marché émergent ; Bourse de Casablanca.

1. Introduction

La gestion des résultats occupe une place particulière dans la recherche comptable parce qu'elle se situe à la frontière entre la latitude normale offerte par les règles comptables et l'utilisation opportuniste du jugement managérial. Elle apparaît lorsque les dirigeants mobilisent les choix d'estimation, de classement ou de reconnaissance afin d'infléchir le résultat publié et, par cette voie, la représentation de la performance économique de l'entreprise. Healy et Wahlen (1999) soulignent que ces pratiques deviennent problématiques



lorsqu'elles modifient l'information financière de manière à influencer la perception des parties prenantes ou les conséquences contractuelles associées aux chiffres comptables.

L'observation directe de cette discrétion managériale reste toutefois difficile. Les chercheurs ont donc développé des mesures indirectes, au premier rang desquelles figurent les accruals discrétionnaires. L'idée générale est de décomposer les accruals totaux entre une composante dite normale, liée au fonctionnement économique de l'entreprise, et une composante résiduelle susceptible de refléter une marge de discrétion. Cette démarche a donné naissance à plusieurs modèles devenus classiques : Jones (1991), le modèle de Jones modifié proposé par Dechow et al. (1995), Kasznik (1999), Dechow et Dichev (2002), McNichols (2002) ou encore Kothari et al. (2005).

L'abondance de ces modèles ne résout pourtant pas une difficulté centrale : aucun ne constitue une mesure universelle de la gestion des résultats. Leur performance dépend de la structure des entreprises, de la qualité des données, des normes comptables, des propriétés des flux de trésorerie, de la composition sectorielle et, plus largement, de l'environnement institutionnel. Dechow et al. (1995) montrent déjà que les tests fondés sur les accruals peuvent être mal spécifiés dans certaines configurations. Les résultats obtenus dans les économies émergentes renforcent cette prudence. Aminul Islam et al. (2011), par exemple, mettent en évidence le faible pouvoir explicatif du modèle de Jones modifié sur un échantillon du Bangladesh, tandis que Yoon et Miller (2002) soulignent les limites de cette même spécification dans le contexte coréen. Beslic et al. (2015) concluent également que la capacité explicative des modèles varie selon les environnements étudiés.

Cette question est particulièrement importante au Maroc, où les travaux empiriques sur la gestion des résultats des sociétés cotées demeurent moins nombreux que dans les marchés développés. Utiliser sans validation préalable un modèle calibré dans un autre contexte risque d'introduire une erreur de mesure dans les recherches portant ensuite sur la qualité de l'information financière, la gouvernance ou la qualité de l'audit (Larcker & Richardson, 2004). Le choix du proxy devient donc une étape méthodologique à part entière et non une simple décision technique. Dans ce contexte, la structure de propriété, le référentiel comptable et les mécanismes de surveillance du marché peuvent modifier le processus normal de formation des accruals.

L'objectif de cet article est de comparer, sur un même échantillon et avec une stratégie d'estimation homogène, six modèles d'accruals afin d'identifier celui qui présente le meilleur ajustement empirique dans le contexte marocain. La question de recherche est formulée ainsi : parmi les principales spécifications utilisées dans la littérature, quel modèle offre le meilleur pouvoir explicatif des accruals dans les sociétés non financières cotées à la Bourse de Casablanca ? Pour y répondre, nous exploitons un panel équilibré de 46 entreprises sur la période 2012-2018, soit 322 observations entreprise-année.

La contribution de l'étude est double. Sur le plan méthodologique, elle confronte plusieurs modèles sur une base de données identique et teste préalablement l'effet du choix de la variable de standardisation. Sur le plan contextuel, elle fournit une validation empirique pour un marché émergent rarement documenté dans les comparaisons internationales de modèles d'accruals.

La suite de l'article est organisée en quatre sections. La section 2 présente la littérature et les modèles comparés. La section 3 expose l'échantillon, les données et la stratégie économétrique. La section 4 présente les résultats et les met en perspective en discutant leurs implications. La section 5 conclut en soulignant les contributions, les limites et les pistes de recherche.

2. Revue de littérature

2.1. La gestion des résultats et l'approche par les accruals

La comptabilité d'engagement vise à rapprocher la reconnaissance des produits et des charges de la réalité économique des opérations, même lorsque les flux de trésorerie correspondants ne se produisent pas au même moment. Les accruals jouent ainsi un rôle informationnel essentiel. Cette propriété crée néanmoins un espace d'estimation et de jugement : provisions, dépréciations, créances, charges à payer, amortissements ou reconnaissance des revenus peuvent comporter une composante discrétionnaire. Pour cette raison, une partie importante de la littérature utilise les accruals pour approcher la gestion des résultats. Les synthèses de Stolowy et Breton (2003) et de Yurt et Ergun (2015) montrent que cette problématique s'inscrit plus largement dans l'analyse de la qualité de l'information comptable.

Deux familles de méthodes ont historiquement été mobilisées pour calculer les accruals totaux. La première s'appuie sur les variations des postes du bilan ; la seconde les déduit du

résultat net et des flux de trésorerie d'exploitation. Hribar et Collins (2002) montrent que l'approche bilancielle peut générer des erreurs de mesure, notamment en présence de fusions, acquisitions ou activités abandonnées. Dans la présente étude, les accruals totaux sont donc calculés à partir du tableau des flux de trésorerie selon la relation $ACRT = RN - CFO$, où RN représente le résultat net et CFO les flux de trésorerie d'exploitation.

Une fois les accruals totaux déterminés, les modèles de régression cherchent à estimer la composante non discrétionnaire à partir de variables représentant l'activité économique normale. Le résidu de la régression constitue alors l'estimation des accruals discrétionnaires. Cette logique est séduisante, mais elle implique que la qualité du proxy dépend directement de la capacité du modèle à représenter correctement les accruals normaux. Un modèle mal spécifié peut attribuer à la discrétion managériale des variations qui relèvent en réalité de la performance, de la croissance ou des caractéristiques opérationnelles de l'entreprise. D'autres approches ont également été proposées, notamment des mesures fondées sur les revenus discrétionnaires (Stubben, 2010), ce qui confirme qu'aucun proxy ne couvre à lui seul toutes les formes possibles de gestion du résultat.

2.2. Les six modèles comparés

Le modèle de Jones (1991) constitue le point de départ de nombreuses recherches empiriques. Il explique les accruals totaux par la variation du chiffre d'affaires et les immobilisations corporelles. L'objectif est de contrôler respectivement les besoins d'accruals liés à l'activité et les charges d'amortissement. Sa simplicité a favorisé sa diffusion, mais le modèle suppose implicitement que les ventes ne sont pas gérées pendant la période d'estimation.

Pour corriger cette limite, Dechow et al. (1995) proposent le modèle de Jones modifié. La variation des créances clients est retranchée de la variation du chiffre d'affaires afin d'isoler la part des ventes à crédit, considérée comme plus susceptible d'être influencée par la discrétion managériale. Dans leurs simulations, les auteurs trouvent que cette version améliore la puissance de détection dans plusieurs situations, tout en rappelant qu'aucun modèle n'est parfaitement spécifié.

Kasznik (1999) prolonge cette logique en introduisant la variation des flux de trésorerie d'exploitation dans le modèle de Jones modifié. L'ajout de cette variable vise à mieux prendre en compte le lien mécanique entre accruals et cash-flows. Il est particulièrement

pertinent lorsque l'évolution des flux de trésorerie reflète des variations opérationnelles susceptibles, en l'absence de contrôle, d'être absorbées par le résidu du modèle.

Dechow et Dichev (2002) adoptent une perspective différente. La qualité des accruals est appréciée à travers leur association avec les flux de trésorerie passés, présents et futurs. Les erreurs d'estimation se retrouvent dans les résidus du modèle. McNichols (2002) étend cette approche en ajoutant des variables issues du modèle de Jones, notamment la variation du chiffre d'affaires et les immobilisations, afin de combiner information sur les cash-flows et déterminants économiques des accruals.

Enfin, Kothari et al. (2005) insistent sur l'effet de la performance. Ils montrent que les mesures d'accruals discrétionnaires peuvent être biaisées pour les entreprises affichant une performance extrême et proposent d'intégrer le rendement des actifs (ROA) ou de recourir à un appariement sur la performance. Dans notre comparaison, le ROA est ajouté à la version modifiée de Jones.

Tableau 1. Synthèse des modèles d'accruals comparés

Modèle	Logique principale	Variable(s) additionnelle(s) ou distinctive(s)
Jones (1991)	Modélisation des accruals totaux à partir de l'activité et des immobilisations	ΔCA ; IMMO
Jones modifié – Dechow et al. (1995)	Correction des ventes à crédit	$\Delta CA - \Delta \text{crédances}$; IMMO
Kasznik (1999)	Extension du Jones modifié par les flux de trésorerie	$\Delta CA - \Delta \text{crédances}$; IMMO ; ΔCFO
Dechow & Dichev (2002)	Correspondance des accruals de BFR avec les cash-flows	CFO_{t-1} ; CFO_t ; CFO_{t+1}
McNichols (2002)	Combinaison Dechow-Dichev et variables de Jones	CFO ; ΔCA ; IMMO
Kothari et al. (2005)	Contrôle de la performance	Jones modifié + ROA

Note. ΔCA = variation du chiffre d'affaires ; IMMO = immobilisations corporelles ; CFO = flux de trésorerie d'exploitation ; ROA = rendement des actifs.

Source : synthèse de la littérature

2.3. Validité contextuelle des modèles d'accruals

La multiplication des spécifications traduit une difficulté persistante : la composante discrétionnaire des accruals n'est pas observable. Les modèles sont donc évalués indirectement à partir de leur spécification, de leur puissance statistique et de leur capacité à expliquer les accruals normaux. Dechow et al. (1995) concluent à la relative supériorité du Jones modifié dans leurs tests, mais leur propre analyse montre que la performance du modèle se dégrade lorsque les entreprises présentent des niveaux extrêmes de performance.

Les travaux menés dans des marchés émergents soulignent encore davantage cette dépendance au contexte. Aminul Islam et al. (2011) montrent que le modèle de Jones modifié n'explique qu'une faible part des accruals dans leur échantillon du Bangladesh. Yoon et Miller (2002) obtiennent également des résultats qui invitent à adapter les modèles aux caractéristiques du contexte coréen. Beslic et al. (2015), en comparant plusieurs modèles, rappellent que chaque spécification capte imparfaitement des dimensions différentes de la gestion des résultats. Ainsi, retenir automatiquement le modèle le plus utilisé dans les marchés développés peut créer une erreur de mesure importante. Les caractéristiques institutionnelles et réglementaires des marchés émergents peuvent par ailleurs influencer les propriétés du reporting financier et la transférabilité des modèles empiriques (Algharaballi & Goyen, 2012).

Cette littérature conduit à une proposition méthodologique simple : avant d'utiliser les accruals discrétionnaires comme variable de recherche, il est souhaitable de tester plusieurs spécifications sur les données disponibles et d'explicitier le critère de sélection. Notre étude applique cette démarche au marché marocain.

2.4. Spécificités institutionnelles du marché marocain et transférabilité des modèles

Le cadre comptable constitue une seconde particularité. Les normes marocaines fondées sur le Code Général de Normalisation Comptable (CGNC) coexistent, pour certaines sociétés cotées, avec l'usage des normes IAS/IFRS dans les états consolidés, ce qui introduit une hétérogénéité de référentiels au sein du marché (Ahsina et al., 2014). Cette coexistence peut affecter la reconnaissance et l'évaluation des provisions, des dépréciations, du chiffre d'affaires, des immobilisations ou des éléments du besoin en fonds de roulement, c'est-à-dire plusieurs postes mobilisés par les modèles comparés. La transférabilité de spécifications initialement développées dans des marchés plus matures ne peut donc être présumée.

Ces caractéristiques ont une implication théorique directe pour l'exercice de comparaison. Si la relation « normale » entre ventes, créances, immobilisations, performance, flux de trésorerie et accruals varie avec les conventions comptables, les structures de contrôle ou les mécanismes de surveillance, un modèle correctement spécifié dans un marché développé peut devenir incomplet ou mal calibré au Maroc. L'enjeu n'est donc pas uniquement de rechercher le R^2 maximal, mais d'identifier la spécification dont les déterminants représentent le mieux le processus de formation des accruals dans l'environnement institutionnel étudié. C'est cette logique de validité contextuelle qui justifie la comparaison empirique des six modèles.

3. Méthodologie

3.1. Échantillon, période et sources de données

Le champ empirique est constitué des sociétés cotées à la Bourse de Casablanca. Les institutions financières sont exclues en raison de leurs règles spécifiques de présentation des comptes et de la structure particulière de leurs accruals. La population initiale comprend 76 sociétés cotées. Après retrait de 20 institutions financières, l'échantillon de départ est de 56 entreprises. Dix sociétés supplémentaires sont écartées pour des raisons de disponibilité ou de comparabilité des données : introduction en bourse en cours de période, liquidation, fusion, devise de présentation différente ou informations insuffisantes. L'échantillon final comprend ainsi 46 sociétés non financières.

La période retenue pour la comparaison des modèles s'étend de 2012 à 2018. Ce choix permet d'utiliser des modèles faisant intervenir les flux de trésorerie de l'année précédente et de l'année suivante, tout en conservant un horizon homogène. Les données nécessaires ont été collectées sur une fenêtre plus large, de 2010 à 2019, afin de disposer des valeurs retardées et avancées requises par certaines spécifications. Les sources sont les états financiers, les rapports des commissaires aux comptes et les communications publiées par la Bourse de Casablanca, l'Autorité Marocaine du Marché des Capitaux et les sociétés concernées.

La base finale est un panel équilibré de 46 entreprises observées pendant sept exercices, soit 322 observations entreprise-année. Cette structure permet de contrôler l'hétérogénéité inobservable entre entreprises au moyen de modèles de panel.

Tableau 2. Procédure de constitution de l'échantillon

Étape	Nombre de sociétés
Sociétés cotées à la Bourse de Casablanca	76
Institutions financières exclues	20
Échantillon de départ	56
Autres sociétés exclues	10
Échantillon final	46

Source : données de l'étude.

3.2. Calcul des accruals et choix de la standardisation

Les accruals totaux sont calculés à partir des flux de trésorerie, conformément à l'approche recommandée par Hribar et Collins (2002) pour limiter certaines erreurs de mesure liées à la méthode bilancielle. La relation de base est la suivante :

$$ACRT_it = RN_it - CFO_it \quad (1)$$

Où $ACRT_it$ représente les accruals totaux de l'entreprise i à la date t , RN_it le résultat net et CFO_it le flux de trésorerie d'exploitation. Les accruals discrétionnaires correspondent ensuite au résidu du modèle choisi, c'est-à-dire à la partie des accruals non expliquée par les déterminants considérés comme normaux.

La standardisation constitue un choix important dans la mesure des accruals. Les modèles originaux utilisent généralement l'actif total du début de période afin de réduire les problèmes d'échelle et d'hétéroscédasticité. D'autres travaux utilisent l'actif total moyen. Nous comparons donc les deux solutions. L'actif moyen (AM) est défini comme la moyenne de l'actif total de l'année t et de celui de l'année $t-1$: $AM_it = (A_it + A_it-1)/2$. Le critère de comparaison est le coefficient de détermination obtenu pour chaque modèle.

Cette étape préalable est utile parce qu'elle évite d'imposer une convention de mise à l'échelle sans en vérifier l'effet sur les données marocaines. Les résultats, présentés dans la section suivante, conduisent à retenir l'actif total moyen pour l'estimation finale des six modèles.

3.3. Spécification des modèles testés

Après standardisation par l'actif total moyen, les six spécifications sont estimées sous les formes suivantes. Les notations utilisées sont : ΔCA , variation du chiffre d'affaires ; $\Delta CRCL$, variation des créances clients ; $IMMO$, immobilisations corporelles brutes ; CFO , flux de trésorerie d'exploitation ; ΔBFR , variation du besoin en fonds de roulement ; ROA , résultat net rapporté aux actifs ; ε , terme résiduel.

Modèle de Jones (1991) :

$$ACRT_it/AM_it = \alpha_0(1/AM_it) + \alpha_1(\Delta CA_it/AM_it) + \alpha_2(IMMO_it/AM_it) + \varepsilon_it \quad (2)$$

Modèle de Jones modifié (Dechow et al., 1995) :

$$ACRT_it/AM_it = \alpha_0(1/AM_it) + \alpha_1[(\Delta CA_it - \Delta CRCL_it)/AM_it] + \alpha_2(IMMO_it/AM_it) + \varepsilon_it \quad (3)$$

Modèle de Kasznik (1999) :

$$ACRT_it/AM_it = \alpha_0(1/AM_it) + \alpha_1[(\Delta CA_it - \Delta CRCL_it)/AM_it] + \alpha_2(IMMO_it/AM_it) + \alpha_3(\Delta CFO_it/AM_it) + \varepsilon_it \quad (4)$$

Modèle de Dechow et Dichev (2002) :

$$\Delta BFR_it/AM_it = \alpha_0 + \alpha_1(CFO_it-1/AM_it) + \alpha_2(CFO_it/AM_it) + \alpha_3(CFO_it+1/AM_it) + \varepsilon_it \quad (5)$$

Modèle de McNichols (2002) :

$$\Delta BFR_it/AM_it = \alpha_0 + \alpha_1(CFO_it-1/AM_it) + \alpha_2(CFO_it/AM_it) + \alpha_3(CFO_it+1/AM_it) + \alpha_4(\Delta CA_it/AM_it) + \alpha_5(IMMO_it/AM_it) + \varepsilon_it \quad (6)$$

Modèle de Kothari et al. (2005) :

$$ACRT_it/AM_it = \alpha_0(1/AM_it) + \alpha_1[(\Delta CA_it - \Delta CRCL_it)/AM_it] + \alpha_2(IMMO_it/AM_it) + \alpha_3ROA_it + \varepsilon_it \quad (7)$$

3.4. Stratégie économétrique et critères de comparaison

Chaque spécification est estimée sur données de panel. Le test de Hausman conduit à retenir des effets fixes pour les six modèles. Les diagnostics portent ensuite sur la corrélation des erreurs, l'hétéroscédasticité et la normalité des résidus. Les estimations finales corrigent l'hétéroscédasticité et utilisent des erreurs-types robustes lorsque cela est nécessaire.

La comparaison repose sur quatre informations complémentaires : la significativité globale du modèle à travers le test de Fisher, le coefficient de détermination R^2 , le R^2 ajusté et la statistique de Durbin-Watson. Le R^2 constitue un indicateur central d'ajustement, mais son interprétation n'est pas identique pour toutes les spécifications. À l'intérieur d'une même famille de modèles et pour une même variable dépendante, un R^2 élevé indique qu'une part plus importante de la variation observée est captée par les déterminants retenus. Il réduit donc la composante résiduelle non expliquée par la spécification, sans que cette composante puisse être automatiquement assimilée à une manipulation du résultat.

Il convient cependant de préciser la portée de ce critère. Un R^2 supérieur n'établit pas, à lui seul, qu'un modèle détecte mieux une manipulation réelle dont le niveau serait connu. Il renseigne d'abord sur l'ajustement de la spécification aux données. En outre, les modèles de Dechow-Dichev et de McNichols utilisent la variation du BFR comme variable dépendante, tandis que les autres spécifications modélisent les accruals totaux. Les comparaisons de R^2 doivent donc être interprétées avec prudence et comme un exercice de validation contextuelle, non comme une preuve universelle de supériorité.

3.5. Comparabilité des familles de modèles et interprétation du R^2

Une précaution supplémentaire est nécessaire car les six modèles ne partagent pas tous la même variable dépendante. Jones, Jones modifié, Kasznik et Kothari expliquent les accruals totaux (ACRT/AM), alors que Dechow-Dichev et McNichols expliquent la variation du besoin en fonds de roulement (Δ BFR/AM). Un R^2 mesure la proportion de variance expliquée de sa propre variable dépendante ; deux R^2 issus de variables dépendantes différentes ne constituent donc pas, au sens strict, des mesures directement comparables d'un même pouvoir explicatif. En conséquence, nous distinguons deux niveaux de lecture : (i) une comparaison directe au sein de la famille « accruals totaux » ; (ii) une comparaison directe au sein de la famille « Δ BFR ». Le classement transversal des six spécifications est conservé uniquement comme indicateur descriptif de validation contextuelle.

Cette distinction est particulièrement importante pour Kasznik (1999). L'introduction de Δ CFO permet de contrôler une dimension opérationnelle étroitement associée aux accruals et de mieux absorber les chocs de trésorerie qui, sans ce contrôle, pourraient se retrouver dans le résidu. Un gain de R^2 peut ainsi signaler une meilleure modélisation de la composante normale des accruals, mais il ne démontre pas à lui seul une meilleure capacité à identifier

une manipulation comptable. La supériorité statistique de Kasznik est donc interprétée comme une supériorité d'ajustement au sein de la famille des modèles d'accruals totaux, et non comme une validation universelle du proxy.

4. Résultats et discussion

4.1. Résultats

4.1.1. Effet du choix de la variable de standardisation

La première analyse compare, pour chaque modèle, le R^2 obtenu lorsque les variables sont divisées par l'actif de début de période et celui obtenu avec l'actif total moyen. Les résultats sont présentés dans le tableau III.

Tableau 3. Comparaison des méthodes de standardisation

Modèle	R^2 – Actif $t-1$	R^2 – Actif moyen
Jones (1991)	16,25 %	40,32 %
Jones modifié (1995)	11,07 %	45,45 %
Kasznik (1999)	38,79 %	76,52 %
Dechow & Dichev (2002)	11,16 %	42,16 %
McNichols (2002)	50,40 %	49,75 %
Kothari et al. (2005)	13,88 %	54,78 %

Source : résultats de l'étude.

Le passage à l'actif total moyen améliore fortement le pouvoir explicatif de cinq modèles sur six. L'augmentation atteint environ 24 points de pourcentage pour Jones, 34 points pour Jones modifié, 39 points pour Kasznik, 31 points pour Dechow-Dichev et 41 points pour Kothari. Le modèle de McNichols constitue l'unique exception : son R^2 recule légèrement, de 50,40 % à 49,75 %. Ce recul inférieur à un point reste faible au regard des gains observés sur les autres spécifications.

Ces résultats justifient le choix de l'actif total moyen pour la suite des estimations. Ils montrent aussi qu'une décision apparemment technique – le dénominateur utilisé pour neutraliser les effets de taille – peut modifier sensiblement l'ajustement empirique des modèles. La validation du mode de standardisation apparaît ainsi indissociable de la validation du modèle lui-même.

4.1.2. Comparaison économétrique des six modèles

Les six modèles estimés avec effets fixes sont globalement significatifs au seuil de 1 %. Les résultats synthétiques figurent dans le tableau IV. Le modèle de Kasznik se distingue par un R^2 de 0,7652 et un R^2 ajusté de 0,7229. Il est suivi par Kothari et al. ($R^2 = 0,5479$), McNichols (0,4975), Jones modifié (0,4546), Dechow-Dichev (0,4217) et Jones (0,4032).

Tableau 4. Indicateurs de comparaison des modèles estimés

Modèle	R^2	R^2 ajusté	F-statistic	Durbin-Watson
Jones (1991)	0,403206	0,298275	3,842586***	2,288817
Jones modifié (1995)	0,454575	0,358676	4,740143***	2,310807
Kasznik (1999)	0,765224	0,722930	18,09289***	1,636385
Kothari et al. (2005)	0,547853	0,466399	6,725992***	2,290956
Dechow & Dichev (2002)	0,421681	0,319999	4,147046***	2,313713
McNichols (2002)	0,497501	0,404788	5,366081***	2,346440

Note. *** significatif au seuil de 1 %. Source : résultats de l'étude.

À titre descriptif, le classement global selon le R^2 place Kasznik en tête avec 0,7652 et un R^2 ajusté de 0,7229. Il est suivi par Kothari et al. (0,5479), McNichols (0,4975), Jones modifié (0,4546), Dechow-Dichev (0,4217) et Jones (0,4032). Ce classement transversal doit toutefois être lu avec la précaution méthodologique exposée en section 3.5, puisque les deux familles de modèles n'expliquent pas la même variable dépendante.

Une lecture strictement comparable conduit ainsi à distinguer les deux familles. Parmi les modèles dont la variable dépendante est ACRT/AM, Kasznik ($R^2 = 0,7652$) devance Kothari (0,5479), Jones modifié (0,4546) et Jones (0,4032). Parmi les modèles fondés sur $\Delta BFR/AM$, McNichols (0,4975) améliore l'ajustement par rapport à Dechow-Dichev (0,4217). Les écarts de R^2 entre ces deux familles ne sont pas interprétés comme une preuve statistique de supériorité directe, car ils portent sur des variables expliquées conceptuellement différentes.

L'avantage de la spécification de Kasznik (1999) au sein de la famille des modèles d'accruals totaux peut s'expliquer par sa structure. Le modèle conserve la correction des ventes à crédit du Jones modifié et ajoute ΔCFO , ce qui permet de contrôler explicitement les variations de trésorerie associées à l'activité. Théoriquement, les accruals assurent en partie le décalage

temporel entre résultat comptable et encaissements ou décaissements ; des chocs de CFO peuvent donc produire des variations normales d'accruals. En intégrant ΔCFO , Kasznik limite le risque que ces ajustements opérationnels soient laissés dans le résidu. Dans le panel marocain, cette variable additionnelle semble capter une information substantielle. Le gain de R^2 doit néanmoins être lu comme un meilleur ajustement de la composante normale et non comme la preuve que toute réduction du résidu correspond à une meilleure détection de la gestion du résultat.

Le modèle de Kothari arrive en deuxième position. Le contrôle de la performance par le ROA améliore nettement l'ajustement par rapport aux modèles de Jones et Jones modifié, ce qui rejoint l'argument de Kothari et al. (2005) selon lequel les accruals sont mécaniquement liés à la performance économique. McNichols occupe la troisième position. La combinaison entre cash-flows, ventes et immobilisations améliore son ajustement par rapport à Dechow-Dichev, mais elle reste moins performante que Kasznik dans cet échantillon.

Les résultats les plus faibles sont obtenus par Jones et Dechow-Dichev. Il serait toutefois excessif d'en conclure que ces modèles sont intrinsèquement inadéquats. Le modèle de Dechow-Dichev répond d'abord à une logique de qualité des accruals fondée sur les erreurs d'estimation et non exactement à la même conception des accruals discrétionnaires que Jones ou Kasznik. De même, la simplicité de Jones peut constituer un avantage dans certains contextes ou certaines stratégies de recherche. Notre résultat porte donc sur l'adéquation comparative aux données étudiées.

4.2. Discussion

4.2.1. Sensibilité des modèles au contexte marocain

Le premier enseignement est que le modèle le plus diffusé n'est pas nécessairement celui qui fournit le meilleur ajustement dans un marché émergent. Dechow et al. (1995) avaient mis en avant le Jones modifié dans leurs analyses de spécification et de puissance. Dans notre échantillon, ce modèle n'explique que 45,45 % de la variabilité, contre 76,52 % pour Kasznik. Cette divergence rejoint les résultats d'Aminul Islam et al. (2011), qui documentent au Bangladesh un pouvoir explicatif limité du Jones modifié, ainsi que ceux de Yoon et Miller (2002) qui soulignent la nécessité d'adapter les mesures de gestion des résultats au contexte coréen.

Cette sensibilité au contexte peut être reliée aux caractéristiques institutionnelles discutées en section 2.4. Une structure de propriété concentrée et la présence d'actionnaires de contrôle peuvent modifier les incitations de reporting et la nature du contrôle exercé sur les dirigeants (Farooq & El Jai, 2012 ; Lakssoumi, 2024). Parallèlement, la coexistence de référentiels comptables marocains et, pour certains groupes, d'IAS/IFRS peut affecter les règles de reconnaissance et d'évaluation de postes directement mobilisés par les modèles d'accruals (Ahsina et al., 2014). Ces éléments donnent un fondement conceptuel à la performance différenciée des spécifications : les paramètres estimés dans des marchés à propriété plus dispersée ou à référentiel plus homogène ne sont pas nécessairement transférables sans validation au contexte marocain.

Le deuxième enseignement tient à l'importance des flux de trésorerie. Les deux spécifications qui les intègrent explicitement dans une logique proche de Jones – Kasznik et McNichols – obtiennent des résultats supérieurs à Jones et au Jones modifié, même si McNichols reste derrière Kothari. Dans le cas de Kasznik, l'ajout de ΔCFO semble particulièrement informatif. Il réduit la probabilité que des variations opérationnelles normales soient classées dans la composante discrétionnaire. Ce point est cohérent avec la littérature qui insiste sur la relation étroite entre accruals, performance et cash-flows. Cette lecture appelle toutefois une prudence supplémentaire : les flux de trésorerie peuvent eux-mêmes être affectés par des décisions de gestion réelle des activités, de sorte qu'un meilleur ajustement de Kasznik ne couvre pas nécessairement la qualité globale du reporting. Cette question est développée en section 4.2.3.

Le troisième enseignement concerne la performance. Le bon classement de Kothari confirme l'intérêt de contrôler le ROA. Lorsque la performance économique est élevée ou faible, les accruals attendus ne sont pas nécessairement proches de zéro. Ne pas intégrer cette relation peut conduire à qualifier de discrétionnaires des accruals associés à la dynamique normale de l'entreprise. Dans notre échantillon, le contrôle de la performance procure à Kothari un avantage clair sur les versions de Jones qui ne l'intègrent pas directement.

4.2.2. Implications méthodologiques et pratiques

Enfin, l'exercice montre que la standardisation par l'actif total moyen n'est pas neutre. Cette méthode améliore fortement le pouvoir explicatif de presque toutes les spécifications. Cette sensibilité suggère que les chercheurs utilisant des accruals discrétionnaires au Maroc

devraient documenter explicitement leur choix de mise à l'échelle et, lorsque les données le permettent, effectuer des tests de robustesse avec plusieurs dénominateurs.

Sur le plan pratique, le résultat intéresse les chercheurs, analystes et professionnels qui souhaitent construire un indicateur de gestion des résultats à partir des états financiers des sociétés cotées marocaines. La spécification de Kasznik constitue, parmi les six modèles comparés ici, un point de départ empiriquement mieux adapté. Elle ne doit toutefois pas être transformée en règle mécanique. Toute recherche qui porte sur une autre période, un autre secteur, des sociétés non cotées ou un événement particulier devrait réexaminer sa validité.

4.2.3. Articulation avec la gestion réelle des activités

La présente étude mesure exclusivement la gestion du résultat fondée sur les accruals. Or, les dirigeants peuvent également agir sur les activités réelles de l'entreprise afin d'atteindre un objectif de résultat. Roychowdhury (2006) montre que cette gestion réelle des activités (Real Earnings Management, REM) peut notamment passer par des conditions commerciales destinées à accélérer les ventes, une surproduction visant à réduire le coût unitaire comptabilisé ou une diminution de dépenses discrétionnaires. Contrairement à une modification purement comptable des accruals, ces décisions affectent directement les flux de trésorerie et peuvent avoir des conséquences économiques au-delà de la période de reporting.

La littérature souligne en outre que la gestion par les accruals (AEM) et la REM peuvent être utilisées comme des mécanismes substituables ou complémentaires selon leurs coûts relatifs, les contraintes réglementaires et l'intensité du contrôle externe. Cohen et al. (2008) et Zang (2012) documentent des arbitrages entre ces deux modes de gestion du résultat, tandis qu'Enomoto et al. (2015) montrent que l'environnement de protection des investisseurs influence différemment l'AEM et la REM à l'échelle internationale. Dans les marchés émergents, Viana et al. (2023) confirment que les changements de cadre comptable peuvent s'accompagner de déplacements entre ces deux formes de gestion. Il en résulte qu'un faible niveau d'accruals résiduels ne peut être assimilé, à lui seul, à une meilleure qualité globale de l'information financière.

Cette limite est particulièrement pertinente pour l'interprétation du modèle de Kasznik. Parce que ΔCFO est inclus parmi les variables explicatives, une variation des cash-flows issue d'une décision opérationnelle discrétionnaire peut, en partie, être absorbée par la composante prédite du modèle. Le R^2 élevé de Kasznik peut donc refléter à la fois une meilleure prise en

compte des chocs opérationnels normaux et, potentiellement, l'incorporation d'éléments relevant de la REM. Une extension naturelle consisterait à combiner le proxy d'accruals retenu avec les mesures de flux de trésorerie anormaux, de coûts de production anormaux et de dépenses discrétionnaires anormales proposées par Roychowdhury (2006), puis à tester leur complémentarité ou leur substitution selon la structure de propriété et la gouvernance. Cette extension ne remet pas en cause la comparaison réalisée ici ; elle en précise la portée en distinguant ajustement des accruals et qualité globale du reporting financier.

5. Conclusion

Cet article avait pour objectif d'identifier, parmi six modèles d'accruals largement utilisés, la spécification la mieux ajustée au contexte des sociétés non financières cotées à la Bourse de Casablanca. À partir d'un panel équilibré de 46 entreprises observées de 2012 à 2018, nous avons comparé les modèles de Jones, Jones modifié, Kasznik, Dechow-Dichev, McNichols et Kothari.

Deux résultats principaux se dégagent. Premièrement, la standardisation des variables par l'actif total moyen améliore fortement le pouvoir explicatif de cinq modèles sur six et s'avère plus adaptée aux données étudiées que l'actif du début de période. Deuxièmement, au sein de la famille des modèles ayant les accruals totaux comme variable dépendante, Kasznik (1999) présente le meilleur ajustement, avec un R^2 de 76,52 % et un R^2 ajusté de 72,29 %, devant Kothari, Jones modifié et Jones. Au sein de la famille fondée sur la variation du BFR, McNichols (49,75 %) devance Dechow-Dichev (42,16 %). Les R^2 de ces deux familles ne sont pas considérés comme directement comparables, même si les six modèles demeurent globalement significatifs.

La principale implication méthodologique est qu'un modèle d'accruals ne devrait pas être retenu uniquement parce qu'il domine la littérature internationale. La capacité du modèle à représenter les accruals normaux dépend du contexte dans lequel il est appliqué. Dans l'échantillon marocain étudié, l'intégration de la variation des cash-flows d'exploitation dans la spécification de Kasznik semble apporter une information déterminante.

Cette étude comporte plusieurs limites. D'abord, le R^2 mesure la qualité d'ajustement en échantillon et non la capacité à identifier avec certitude une manipulation réelle. Ensuite, les modèles comparés ne reposent pas tous sur une variable dépendante strictement identique, ce

qui impose de considérer le classement comme un indicateur de validation contextuelle. Par ailleurs, l'échantillon exclut les institutions financières et couvre une période antérieure à la crise sanitaire de 2020 ; les résultats ne peuvent donc être généralisés sans précaution à d'autres populations ou périodes. Enfin, la recherche porte sur la gestion des résultats par les accruals et ne prend pas en compte les manipulations par les activités réelles. Cette dernière limite est particulièrement importante pour Kasznik, car ΔCFO peut refléter à la fois des chocs opérationnels normaux et des décisions réelles discrétionnaires ; son fort R^2 ne doit donc pas être assimilé à une mesure exhaustive de la qualité de l'information financière.

Des prolongements peuvent renforcer cette comparaison. Une validation hors échantillon permettrait d'examiner la stabilité prédictive des modèles. Des tests fondés sur des situations où les incitations à gérer le résultat sont a priori fortes – introductions en bourse, augmentations de capital, proximité de seuils de résultat ou changements réglementaires – pourraient compléter l'analyse du R^2 par une évaluation de puissance. Il serait également utile de comparer les mesures fondées sur les accruals aux proxies de gestion réelle du résultat et d'étendre l'étude à d'autres marchés d'Afrique du Nord.

Références

- Ahsina, K., Taouab, O., & Boukari Cherqaoui, M. (2014). L'impact de l'adoption des IFRS sur les sociétés cotées à la Bourse de Casablanca : une étude exploratoire. *La Revue Gestion et Organisation*, 6(2), 75–83. <https://doi.org/10.1016/j.rgo.2014.09.003>
- 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., Ali, R., & Ahmad, Z. (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.
- Beslic, I., Beslic, D., Jaksic, D., & Andric, M. (2015). Testing the models for detection of earnings management. *Industrija*, 43(3), 55–79. <https://doi.org/10.5937/industrija43-8035>
- Cohen, D. A., Dey, A., & Lys, T. Z. (2008). Real and accrual-based earnings management in the pre- and post-Sarbanes-Oxley periods. *The Accounting Review*, 83(3), 757–787. <https://doi.org/10.2308/accr.2008.83.3.757>
- Dechow, P. M., & Dichev, I. D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77(Supplement), 35–59.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70(2), 193–225.
- Enomoto, M., Kimura, F., & Yamaguchi, T. (2015). Accrual-based and real earnings management: An international comparison for investor protection. *Journal of*

- Contemporary Accounting & Economics*, 11(3), 183–198.
<https://doi.org/10.1016/j.jcae.2015.07.001>
- Farooq, O., & El Jai, H. (2012). Ownership structure and earnings management: Evidence from the Casablanca Stock Exchange. *International Research Journal of Finance and Economics*, 84, 95–105.
- 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.
- Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193–228. <https://doi.org/10.2307/2491047>
- Kasznik, R. (1999). On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research*, 37(1), 57–81.
<https://doi.org/10.2307/2491396>
- Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163–197.
<https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.11.002>
- Lakssoumi, F. (2024). Ownership structure, media visibility and earnings management: An empirical study in the Moroccan context. *Revue du Contrôle, de la Comptabilité et de l'Audit*, 8(2), 60–84. <https://doi.org/10.5281/zenodo.12615708>
- 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(Supplement), 61–69.
- Roychowdhury, S. (2006). Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics*, 42(3), 335–370.
<https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2006.01.002>
- 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.
- Viana, D. B. C., Jr., Lourenço, I., & Paulo, E. (2023). The effect of IFRS adoption on accrual-based and real earnings management: Emerging markets' perspective. *Journal of Accounting in Emerging Economies*, 13(3), 485–508.
<https://doi.org/10.1108/JAEE-05-2021-0172>
- 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.
- Zang, A. Y. (2012). Evidence on the trade-off between real activities manipulation and accrual-based earnings management. *The Accounting Review*, 87(2), 675–703.
<https://doi.org/10.2308/accr-10196>