

## Examen de la qualité du Reporting financier : Cas des sociétés cotées à la Bourse des Valeurs de Casablanca

Examination of the financial reporting quality: Case of companies listed on the Casablanca Stock Exchange.

Auteur 1 : Mohammed HASSAINATE

Auteur 2 : Mounia HAMIDI

---

Mohammed HASSAINATE, PES  
FSJES AGDAL – Université Mohamed V de Rabat

Mounia HAMIDI, Doctorante  
FSJES AGDAL – Université Mohamed V de Rabat

**Déclaration de divulgation** : L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

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

**Pour citer cet article** : HASSAINATE .M, HAMIDI .M.(2023) « Examen de la qualité du Reporting financier : Cas des sociétés cotées à la Bourse des Valeurs de Casablanca », African Scientific Journal « Volume 03, Numéro 19 » pp: 383-407.

Date de soumission : Juillet 2023

Date de publication : Août 2023



DOI : 10.5281/zenodo.8276247  
Copyright © 2023 – ASJ



---

## Résumé

Etant donné l'intensification de la compétitivité entre les entreprises, ces dernières doivent effectuer des investissements appropriés et au temps opportuns afin de protéger et étendre leurs activités. De ce fait, le reporting financier devrait fournir les informations nécessaires aux investisseurs, créanciers et autres parties prenantes actuelles et potentielles pour prendre les décisions adéquates. Le cadre d'analyse proposé par Stolowy et Breton (2003) pour la gestion des données comptables repose sur l'hypothèse que l'objectif de la diffusion des informations financières est la réduction des coûts de financement supportés par les entreprises.

Nous étudions dans le présent article l'ampleur des pratiques limitant la qualité du reporting financier chez les entreprises non financières cotées à la BVC, en mobilisant une batterie de modèles proposés par la littérature. Egalement, nous développons un indice multidimensionnel pour évaluer la qualité du reporting financier, et l'appliquer sur l'ensemble des observations faites auprès des entreprises non financières cotées à la BVC de 2010 à 2019.

**Mot clés : Accruals discrétionnaires, Gestion des résultats, Qualité du reporting financier.**

---

## Abstract

Given the intense rivalry between companies, most organizations must make appropriate and timely investments in order to protect and expand their activities (Yuan and Jiang, 2010). Therefore, financial reporting should provide the necessary information to investors, creditors and other current and potential stakeholders to make appropriate decisions. The analytical framework proposed by Stolowy and Breton (2003) for the management of accounting data is based on the assumption that the objective of the dissemination of financial information is to reduce the financing costs borne by companies.

In this article, we study the extent of practices limiting the quality of financial reporting among non-financial companies listed on the BVC, using a battery of models proposed by the literature. We are also developing a multidimensional index to assess the quality of financial reporting, and apply it to all observations made with non-financial companies listed on the BVC from 2010 to 2019

**Key words :** Discretionary accruals ; Earnings management, Financial reporting quality.

## Introduction

Le FASB <sup>1</sup>définit les états financiers comme étant le principal moyen de communication financière entre la direction de l'entreprise et les autres parties prenantes (Paragraphe 5, FASB 1984). Ainsi, ces états financiers sont considérés comme le principal moyen de réduction de l'asymétrie informationnelle existante entre les parties prenantes internes et externes à l'entreprise. Cependant, lorsque ces états financiers subissent une intervention discrétionnaire de la part des dirigeants opportunistes, leurs utilisateurs peuvent être induits en erreur, ce qui les conduit à une prise de décisions erronées.

Mis à part l'instauration de la confiance, un Reporting financier de qualité remplit deux fonctions principales et importantes dans l'économie de marché globale. La première étant la réduction de l'asymétrie informationnelle et le renforcement de la transparence, ce qui permet aux investisseurs potentiels d'évaluer pleinement la performance de l'entreprise : c'est le rôle d'évaluation attribué à l'information comptable (Pinnuck, 2012). Dans cette même perspective, selon Hans HOOGERVORST<sup>2</sup> travailler avec « *l'argent des autres* » fait que la qualité du Reporting financier soit dans l'intérêt général, c'est-à-dire celui des actionnaires, des fournisseurs, des régulateurs, des investisseurs et des créanciers. D'autre part, du point de vue de la théorie de l'intendance<sup>3</sup>, le Reporting financier permet aux créanciers et actionnaires actuels de surveiller les activités de l'entreprise.

Au cours de la vie de l'entreprise, cette dernière subit des périodes de détérioration de la performance financière résultant des mauvaises stratégies de gestion ou de la concurrence croissante à titre d'exemple, ce qui peut engendrer des pertes financières (Habib et al. 2013), et une baisse des salaires et de réputation (Gilson, 1989). Ces situations constituent des signaux d'alarme pour les investisseurs et les créanciers de l'entreprise (Habib et al. 2013), et peuvent en conséquence inciter les dirigeants à adopter les stratégies de manipulation leur permettant l'augmentation ou la minimisation des résultats (Franz et al. 2014). Selon Claessens &

---

<sup>1</sup> Le Financial Accounting Standards Board est le normalisateur comptable américain, chargé de l'élaboration et le perfectionnement des normes d'informations financières aux Etats-Unis. Ce comité est désigné par la SEC en 1973, à la place de l'APB (Accounting Principals Board).

<sup>2</sup> Président de l'IASB à partir du 1<sup>er</sup> Juillet 2011 et ancien Président de l'Autorité néerlandaise des marchés financiers, Hoogervorst a consacré son discours du 9 Février 2011 pour parler des objectifs du Reporting financier.

<sup>3</sup> Connue souvent par la « *stewardship theory* », Davis et al. (1997),

Yurtoglu (2013), l'absence de pratiques efficaces de gouvernance d'entreprise déclenche le comportement opportuniste des dirigeants.

Aussi, l'impact de la qualité du reporting financier<sup>4</sup> a été testé dans le contexte de la crise financière de 2008 au Royaume-Uni par Lin et al. (2014), qui ont démontré que la brutalité de ce Krach avait moins d'effets négatifs sur la liquidité des actions des entreprises ayant une qualité élevée du reporting financier. Les résultats de l'étude événementielle d'Arthur et al. (2015) montrent qu'une qualité supérieure du reporting financier réduit l'asymétrie d'information et renforce la confiance de l'investisseur européen.

L'objectif du présent article est d'étudier la qualité du reporting financier dans le contexte marocain. Nous estimerons les modèles utilisés pour développer l'indice QRF, à savoir : Kothari et al. (2005), Ball et Shivakumar (2006), Zarowin (2002) et Francis (2005) sur un échantillon comprenant la totalité des entreprises non financières cotées à la bourse des valeurs de Casablanca entre 2010 et 2019. Etant donné la multitude des critères de la QRF, le développement d'un indice multidimensionnel est soutenu par PricewaterhouseCoopers (2001), Biddle, Hilary et Verdi (2009), Tang et al. (2016), Houcine et Kolsi (2017), Dou et al. (2018), Al-Shaer (2020).

Une revue de littérature détaillée nous permettra d'appréhender le sous-jacent théorique de chaque mesure de la QRF que nous estimerons et expliquerons empiriquement par la suite. Une série de tests statistiques est mise en place à cette fin. Nous allons discuter les résultats et la différence des rangs de l'indice dans sa globalité (QRF) et pour ce faire, nous appliquerons un test de Wilcoxon Mann-Whitney.

---

<sup>4</sup> Opérationnel par l'absence des pratiques de gestion des résultats et la liquidité du marché (bid-ask spread).

## 1- Revue de littérature

Etant donné l'intensification de la compétitivité entre les entreprises, ces dernières doivent effectuer des investissements appropriés et au temps opportuns afin de protéger et étendre leurs activités (Yuan et Jiang, 2010). De ce fait, le reporting financier devrait fournir les informations nécessaires aux investisseurs, créanciers et autres parties prenantes actuelles et potentielles pour prendre les décisions adéquates. Le cadre d'analyse proposé par Stolowy et Breton (2003) pour la gestion des données comptables repose sur l'hypothèse que l'objectif de la diffusion des informations financières est la réduction des coûts de financement supportés par les entreprises.

La qualité du Reporting financier est importante pour une bonne prise de décisions financières par les parties prenantes actuelles et potentielles de l'entreprise (FASB, 1978). Cependant, les rôles assignés à l'information financière prennent d'autres dimensions lorsqu'on prend en considération les conflits d'agence. La maximisation du bien être des dirigeants ou leur volonté à transférer les richesses des autres parties prenantes vers les actionnaires peuvent constituer des motivations à la manipulation des données comptables (Breton et Schatt, 2003). Le normalisateur comptable américain (FASB) définit la qualité du Reporting financier comme étant la précision avec laquelle ce dernier transmet les informations financières de l'entreprise à ses investisseurs, et particulièrement les flux de trésorerie prévisionnels.

### 1.1. Rôles et conséquences du Reporting financier

En effet, dans la mesure où l'information financière de bonne qualité réduit l'asymétrie informationnelle entre les dirigeants et les parties prenantes externes à l'entreprise, principalement les investisseurs, et allège les problèmes d'agence pouvant exister entre les dirigeants et les actionnaires, elle est également supposée augmenter l'efficacité des investissements entrepris par la firme (Xu et al. 2012).

La littérature montre que la qualité du Reporting financier est associée à la qualité des investissements faits par l'entreprise (Biddle et al. 2009). Park (2018) considère l'innovation de l'entreprise comme étant une activité d'investissement à long terme et démontre une relation positive entre la qualité du Reporting financier (mesurée par l'application des modèles de Jones, 1991 ; Dechow et Dichev, 2002) et le niveau d'innovation de l'entreprise (mesurée

par le nombre de brevets approuvés et inscrits par l'entreprise –mesure de Hirshleifer et al. (2013) - ainsi que le nombre de citations de ces brevets dans les années ultérieures à son approbation –mesure de Hall et al. 2005). Selon le même auteur, c'est la qualité du Reporting financier qui promeut le niveau d'innovation.

La qualité du Reporting financier est associée à l'efficacité des investissements effectués par l'entreprise (Xu et al. 2012), dans le sens où ça permet une meilleure allocation des ressources. En effet, dans un scénario idéal où il n'existe pas d'asymétrie informationnelle entre les différentes parties prenantes de l'entreprise, cette dernière pourrait facilement faire les choix d'investissement optimaux, à VAN positive. Cependant, en réalité, les entreprises font face à des contraintes de financement perturbant leurs choix (Myers et Majluf, 1984). Aussi, les dirigeants peuvent opter pour les projets leur permettant de maximiser la richesse personnelle, même s'ils sont à VAN négative (Jensen, 1986). Houcine et Kolsi (2017) ont examiné cette relation en utilisant un échantillon de 30 entreprises cotées à la Bourse de Valeurs Mobilières de Tunisie, sur la période allant de 1997 à 2013. Leurs résultats montrent qu'une meilleure qualité du reporting financier améliore le sous-investissement, mais n'impacte pas le surinvestissement. Cependant les différentes mesures utilisées pour la qualité du reporting financier n'ont pas le même impact :

- La qualité des accruals et l'absence du lissage des résultats impactent le sous-investissement ;
- Le conservatisme comptable et la pertinence n'impactent pas les décisions d'investissement ;
- Aucune mesure de la qualité du Reporting financier n'impact le surinvestissement.

Rodriguez-Ariza et al. (2016) se sont concentrés sur l'impact de la gestion des résultats sur la réputation et l'image de l'entreprise, du fait que cette image dépende principalement des informations divulguées sur l'entreprise au marché, que ce soit par l'entreprise elle-même ou par la presse et les analystes financiers (Brammer et Pavelin, 2004). Ils ont utilisé l'indice de Fortune Magazine – The World's most admired companies ranking, considéré comme un proxy international pour opérationnaliser la réputation des entreprises internationales.

Campa (2019) a examiné les stratégies de gestion des résultats auprès de 217 entreprises françaises cotées et 6.190 entreprises non cotées. En s'intéressant particulièrement à la situation financière de l'entreprise, cette recherche a montré qu'en période de détérioration

de position financière, les dirigeants des entreprises cotées et non cotées sont incités à gérer les résultats. Egalement, Campa a montré qu'en période de crise financière et de niveau d'endettement élevé, les entreprises cotées sont les plus impliquées dans les pratiques d'augmentation des résultats que celles non cotées.

Les conséquences économiques du reporting financier citées par Schroeder et al. (2019) sont :

- L'information financière affecte la richesse des investisseurs. Les investisseurs les plus informés ou ceux employant des analystes financiers (comme les investisseurs institutionnels), peuvent avoir accès à des informations privilégiées, peuvent augmenter leurs richesses en dépit de ceux qui ne sont pas informés ;
- L'information financière peut affecter le degré d'aversion au risque chez l'entreprise. En effet, les projets les moins risqués sur le court terme peuvent avoir des effets néfastes sur le long terme ;
- L'information financière affecte le taux de formation du capital dans l'économie ;

Egalement, Ahmed et al. (2002) ont étudié la relation entre la qualité des résultats, mesurée par le conservatisme comptable, et le coût de la dette. Les résultats de leur recherche montrent que la qualité des résultats constitue une variable importante dans la réduction des problèmes d'agence existants entre les actionnaires et les créanciers, et fait réduire le coût de dette.

Une bonne qualité du Reporting financier réduit l'asymétrie informationnelle entre l'entreprise et ses créanciers potentiels, et facilite ainsi l'accès aux prêts (Song, 2016). Selon Muttakin et al. (2020), la qualité du Reporting financier est associée à des coûts de dettes moins élevés.

En matière d'obtention de financements externes, l'information comptable joue un double rôle. Selon Anagnostopoulou et Tsekrekos (2016), elle permet d'abord aux actionnaires et créanciers potentiels d'évaluer la situation financière de l'entreprise et de prendre leurs décisions sur des bases solides (c'est le rôle ex ante de l'information comptable). Deuxièmement, en ex post, elle sert comme outil de surveillance du risque de crédit par les créanciers. Selon les mêmes auteurs, un niveau élevé d'endettement fait augmenter le risque de non remboursement des dettes. Devant ce scénario, les créanciers seraient obligés



d'accroître la surveillance des entreprises débitrices et d'engager davantage de coûts (Rodriguez-Perez and Van Hemmen 2010), c'est qu'appelle Jensen (1986) hypothèse de contrôle.

Dans le cadre des contrats de dette, le reporting financier de qualité joue deux rôles importants pour réduire les coûts d'agences, selon Armstrong, Guay et Weber (2010) :

- La réduction de l'asymétrie informationnelle entre les dirigeants et les créanciers actuels et potentiels (Watts, 2003), en leur fournissant une base solide pour l'évaluation de l'entreprise, et en les rassurant sur sa capacité à leur communiquer les informations financières fiables au temps opportun ;
- Fournir les chiffres comptables nécessaires aux contrats de dettes entre l'entreprise et ses créanciers.

### **1.2. Développement de l'indice de Qualité du Reporting Financier**

Deux dimensions du Reporting financier ont été précisées par la théorie positive de la comptabilité (Watts et Zimmerman, 1978) : l'émission des signaux sur le marché et la supervision du comportement managérial. La qualité du reporting financier<sup>5</sup> est alors un concept complexe : aucune mesure proposée par la littérature ne peut détecter tous ses aspects (Hesarzadeh, 2019 ; Bhuyian et al. 2020). Al-Shaer (2020) a suivi la méthode de Biddle et al. (2009) pour développer un indice multidimensionnel (en intégrant trois proxys pour la mesure de la gestion réelle et comptable des résultats), afin d'étudier l'effet modérateur des frais d'audit sur la qualité du reporting financier.

La méthode de Biddle et al. (2009) pour le développement des indices de QRF a été adoptée par Houcine et Kolsi (2017), qui l'ont adaptée à l'objectif de leur problématique : étudier l'impact de la qualité du reporting financier sur l'efficacité de la politique d'investissement des entreprises tunisiennes cotées en bourse. Ces chercheurs ont combiné entre quatre modèles :

- Modèle de Dechow et Dichev (2002) pour la mesure des accruals discrétionnaires ;
- Modèle de Zarowin (2002) pour le lissage des résultats ;
- Modèle de Beatty et al. (2008) pour mesurer le conservatisme comptable ;

---

<sup>5</sup> Selon Hesarzadeh (2019), toute mesure de qualité doit couvrir plusieurs dimensions afin de tenir compte du large éventail de décisions pouvant faire objet de manipulation.

- Modèle de Francis et al. (2005) pour la pertinence des résultats.

L'indice est calculé après la dichotomisation des mesures précitées en se basant sur la médiane de chacune d'entre elles. Celles-ci prennent la valeur de 1 si la mesure ne détecte par une pratique discrétionnaire et 0 sinon.

Selon Francis et al. (2005), deux principaux groupes de mesures de la qualité du reporting financier doivent être intégrés dans tout indice efficace : attributs basés sur la qualité des accruals ; attributs basés sur le marché (conservatisme, ponctualité, pertinence).

Hesarzadeh (2019) a examiné le rôle individuel et collectif des mesures de qualité du Reporting financier les plus soutenues par la littérature selon Francis et al. (2004). Selon le même auteur, ces deux types de mesures sont loin d'être similaires, comme supposé par

Suivant la démarche de Biddle et al. (2009) et Houcine et Kolsi (2017), nous développons un indice de QRF composé de quatre mesures, que nous adaptons au contexte marocain selon les données disponibles : Le modèle de Kothari et al. (2005) et de Ball et Shivakumar (2006) pour la mesure des accruals discrétionnaires ; le modèle de Zarowin (2002) pour le lissage des résultats ; le modèle de Francis et al. (2005) pour la pertinence des résultats.

Leuz et al. (2003) ont examiné les différences systématiques des pratiques de gestion des résultats dans un échantillon de 8.000 entreprises 31 pays de l'Europe continentale, l'Asie et l'Amérique, sur la période 1990-1999. Ils sont partis de la prémisse que les initiés vont utiliser la gestion des résultats pour induire en erreur les autres parties prenantes. La particularité de cette recherche se caractérise dans la comparaison de ces pratiques en prenant le niveau de protection des investisseurs comme critère.

Dans un premier temps, l'analyse descriptive effectuée par Leuz et al. (2003) montre une différence significative de l'ampleur de gestion des résultats d'un pays à l'autre. Selon les mêmes chercheurs, les pays ayant des marchés financiers développés où la propriété des entreprises est dispersée, ainsi qu'une forte protection des droits des investisseurs, se caractérisent par moins de gestion des résultats (Les États-Unis et le Royaume-Uni).

Les résultats de Degeorge et al. (1999) prouvent que les dirigeants des entreprises américaines pratiquent la gestion des résultats pour ne pas communiquer des résultats déficitaires minimales.

El Diri et al. (2020) ont comparé les pratiques de gestion réelle et comptable des résultats auprès des marchés concentrés et non concentrés (mesurés par l'indice de *Herfindahl-Hirschman*). Leurs résultats montrent que les entreprises appartenant aux marchés concentrés ont tendance à gérer plus leurs résultats. Egalement, dans ces mêmes marchés, l'impact de la gouvernance d'entreprise (mesurée par les auteurs par les caractéristiques du conseil d'administration), est moins significatif.

Etant donné l'asymétrie d'information existante entre le principal et l'agent au sein de l'entreprise, la gestion des résultats peut être utilisée par les dirigeants pour réaliser des gains à court terme même si ça va nuire à la valeur de l'entreprise sur le long terme (Bhojraj, Hribar, Picconi, & McInnis, 2009). Ce problème d'asymétrie d'information peut prendre deux formes, selon la manière avec laquelle il impacte la relation entre le principal et l'agent : aléa moral ou sélection adverse (El Diri et al. 2020).

L'aléa moral se produit lorsque les actionnaires actuels de l'entreprise n'arrivent pas à évaluer les dirigeants, pour savoir s'ils agissent réellement dans l'objectif d'accroître la valeur de l'entreprise. Selon El Diri et al. (2020), les dirigeants peuvent dans ce cas, gérer les résultats si leurs rémunérations sont liées à la performance de l'entreprise soit d'une manière directe (par exemple le ROA – selon Healy, 1985), ou indirecte (par exemple le cours de l'action – selon Cheng & Warfield, 2005).

D'autre part, le problème de sélection adverse se produit lorsque les investisseurs externes à l'entreprise n'ont pas accès aux informations leur permettant d'évaluer correctement la valeur de l'entreprise. Selon de scénario, les dirigeants peuvent utiliser les informations dont ils disposent pour faire bénéficier les investisseurs actuels de l'entreprise (les actionnaires), au détriment des actionnaires potentiels (El Diri et al. 2020).

Selon Al-Shattarat, Hussainey et Al-Shattarat (2019), les entreprises s'engageant dans les pratiques de gestion réelle des résultats sans pour autant atteindre les objectifs et benchmarks des résultats, connaissent une détérioration de performance opérationnelle sur le long terme.

Chaney et Philipich (2002) ont montré que le démantèlement d'Enron en 2001/2002, a détruit la réputation du cabinet Arthur Andersen- office de Houston, un des cinq plus grands cabinets d'audit au monde (Big5). Ceci a résulté en une baisse statistiquement significative

des cours boursiers des entreprises auditées par le même cabinet, et particulièrement celles dont les comptes sont certifiés par l'office de Houston.

## 2- Estimation des modèles de mesure intégrés dans le développement de l'indice QRF

La considération de multiples modèles de mesure de QRF a pour objectif d'atténuer le risque d'erreur du à la prise en considération d'un seul modèle parmi la panoplie de modèle qu'a connus la littérature. Le développement de l'indice QRF est expliqué dans le tableau en annexe (Tableau 6).

### 2.1.1. Résultats de l'estimation des accruals discrétionnaires

Les résultats des statistiques descriptives montrent que les accruals totaux (différence entre le résultat net et les CFO), prennent une moyenne de 212.000.000. La composante discrétionnaire est estimée en utilisant le modèle de Kothari et al. (2005) et Ball et Shivakumar (2006). Le tableau ci-dessous affiche les statistiques descriptives de cette composante ainsi que la mesure de pertinence des résultats et de lissage des résultats, issues suite à l'estimation des modèles intégrés dans l'indice QRF. La démarche d'estimation de chacun de ces items est ensuite expliquée.

**Tableau 1: Statistiques descriptives des items estimés pour le développement de l'indice QRF**

Variable	OBS	Moyenne	Ecart-Type	Minimum	Maximum
<b>KOTHARI_2005</b>	410	0.0310776	0.139665	-0.2481176	1.047622
<b>B&amp;S_2006</b>	409	0.0505584	0.1308593	-0.1239787	1.069808
<b>FRANCIS_2005</b>	487	0.117351	0.2710606	-0.3177596	3.374718
<b>ZAROWIN_2002</b>	518	0.4553156	.6241714	0	4.818083

*Source : Préparé par nos soins (en utilisant Stata 13).*

Aussi, une application du test de Shapiro-Wilk montre que ces variables ne suivent pas une loi normale, nous optons pour le test de Wilcoxon Mann-Whitney pour comparer entre les deux sous-échantillons.

### 2.1.2. . Modèle de Kothari et al. (2005)

Toutes les variables du modèle de Kothari et al. (2005)<sup>6</sup> sont standardisées par le total des actifs de l'entreprise  $i$  à l'année  $t-1$ . Les accruals associés au changement de la situation économique de l'entreprise sont mesurés par les deux premières variables, à savoir la variation du chiffre d'affaire et celle de la valeur brute des immobilisations corporelles. La manipulation des délais de paiement des clients afin d'augmenter artificiellement le chiffre d'affaire est mesurée par l'introduction de la variation des clients et comptes rattachés comme variable, en faisant sa soustraction de la variation du chiffre d'affaire. La variable additionnelle qui différencie le modèle de Kothari et al. (2005) par rapport à tous les modèles précédents est le ratio de rentabilité des actifs de l'entreprise  $i$  à l'année  $t-1$ . L'introduction de cette dernière à pour objectif de relier la performance passée et actuelle d'une entreprise afin de mieux détecter la gestion comptable des résultats.

Le modèle de Kothari et al. (2005) en coupes instantanées surmonte les limites des modèles antérieurs de Jones et al. (1991) et Dechow et al. (1995), en intégrant l'impact de la performance de l'entreprise à l'année  $t-1$  sur la gestion des résultats en  $t$  (à travers la variable décalée : ratio  $ROA_{i,t-1}$ ). Pour l'estimer, nous commençons par le calcul du total des accruals en retranchant les flux de trésorerie opérationnels du résultat net et en divisant sur le total actif, pour chacune de nos observations.

Nous identifions par la suite les paramètres du panel à l'aide de la commande XTSET (pour les variables individus et années). La deuxième étape consiste notamment à générer les différents instruments de mesure intégrés dans ce modèle, à mener une régression linéaire sur le panel (à l'aide de la commande XTREG), dont les paramètres sont préalablement définis (individu et année par la commande XTSET). Et enfin, à prédire le terme d'erreur qui constitue pour notre cas, la mesure de la partie discrétionnaire des accruals. Enfin, nous décrivons la variable « *accruals discrétionnaires* » obtenues suite à l'estimation du présent modèle (**Tableau 1: Statistiques descriptives des items estimés pour le développement de l'indice QRF**).

---

<sup>6</sup> Suivant Bhuyian et al. (2022), le modèle de Kothari et al. (2005) est estimé pour toutes les entreprises appartenant aux secteurs avec plus de 8 observations.

Ces résultats montrent que la valeur moyenne des accruals discrétionnaires mesurés par le modèle de Kothari et al. (2005) est positive (3,1%), avec une variation de 13,96%. Selon Elleuch Hamza et Kortas (2019)<sup>7</sup>, ceci indique que les entreprises de notre échantillon adoptent des pratiques de gestion comptable discrétionnaires pour renforcer leurs résultats.

### 2.1.3. Modèle de Ball et Shivakumar (2006)

Suivant l'étude de Dou (2018), nous intégrons le modèle de Ball et Shivakumar (2006) dans notre indice de la qualité du reporting financier. L'estimation de ce modèle a pour objectif de détecter la partie discrétionnaire des accruals totaux par observation (le résidu constitue la partie discrétionnaire des accruals). La moyenne de cette composante prend une valeur de 5,05%, supérieure alors à celle obtenue suite à l'estimation du modèle de Kothari et al. (2005).

Pour estimer ce modèle, nous adoptons la même démarche que le modèle de Kothari(2005) : nous estimons ce modèle selon l'hypothèse qu'il soit à effet fixe et ensuite à effet aléatoire. Nous optons par la suite à un test d'Hausman pour trancher : la p-value est supérieure à 5% ( $\text{Prob} > \chi^2 = 0.6310$  et une statistique d'Hausman de 0.23), contrairement aux résultats de Kothari (2005), nous constatons alors que nous avons un modèle à effet aléatoire. Dans ce cas, il n'y a pas d'hétérogénéité inobservée.

Après avoir généré les résultats de ce modèle sur stata, un test de Shapiro Wilk montre que cette variable, qui sera intégrée dans notre indice QRF, ne suit pas une loi normale ( $\text{Prob} > z = 0$ ). De ce fait, nous optons pour le test non paramétrique de Wilcoxon Mann-Whitney pour comparer les deux sous-échantillons en se basant sur la variable binaire « *Actionnariat institutionnel* ». Nous obtenons des résultats statistiques très significatifs : il existe une différence significative au seuil de 1% ( $Z = 3.756$  et  $\text{Prob} > |z| = 0.0002$ ) entre l'échantillon caractérisé par une forte présence des actionnaires institutionnels par rapport à l'autre sous-échantillon.

## 2.2. Résultats de l'estimation des modèles de lissage et de pertinence des résultats

Le pouvoir explicatif du résultat publié par l'entreprise est un attribut souhaitable pour une meilleure qualité du reporting financier : il conditionne la pertinence et la fiabilité de l'information financière (Barth et al. 2001). Egalement, Nous présentons dans ce qui suit les

---

<sup>7</sup> Les résultats de Elleuch Hamza et Kortas (2019), dont l'étude a porté sur le contexte tunisien, montrent que cette même variable est d'une moyenne positive et un écart type de 18%. Ce qui est comparable aux résultats obtenus par la présente étude.

résultats du modèle de Zarowin (2002) pour le lissage des résultats, et celui de Francis et al. (2005) pour la pertinence des résultats.

### 2.2.1. Modèle de Zarowin (2002)

Cette mesure a été d'abord développée par Leuz et al. (2001) et Bhattacharya et al. (2003), ensuite approuvée par Zarowin (2002), comme proxy du lissage des résultats. L'utilisation de cette mesure nécessite la collecte des données sur le résultat net, la capacité d'autofinancement, la variation du besoin en fond de roulement, sur trois années successives. L'écart-type est calculé sur la période de trois ans allant de  $t-2$  à  $t$ , c'est-à-dire que la période effective pour calculer ces observations commence, dans notre cas, à partir de l'année 2007 (puisque le calcul de la variation du BFR de l'année 2008 nécessite des données sur l'année 2007). Le tableau suivant présente les statistiques descriptives du modèle de Zarowin (2002) par année d'étude.

**Tableau 2: Statistiques descriptives du modèle de Zarowin (2002) par année d'étude**

ANNEE	OBS	Moyenne	Ecart-Type	Minimum	Maximum
2010	45	0.324536	0.4548122	0	2.455892
2011	53	0.3298454	0.6528872	0	3.116432
2012	50	0.3735017	0.6568139	0	4.133432
2013	51	0.5353854	0.8011743	0	4.229599
2014	53	0.4081828	0.4174042	0	1.669864
2015	54	0.5612435	0.823318	0	4.818083
2016	53	0.477522	0.5674263	0	2.505662
2017	54	0.5928141	0.7493109	0	3.540148
2018	53	0.5121486	0.4894696	0	2.231396
2019	53	0.4131063	0.41404	0	1.456031

***Source : Préparé par nos soins (en utilisant STATA 13).***

L'écart-type mesure d'abord la volatilité et la dispersion des données. Son utilisation par Zarowin (2002) est justifiée par l'intégration de trois années successives, ce qui permettra de mieux détecter la publication d'une série de résultats annuels avec une variance réduite. Un niveau élevé de lissage des résultats se traduit alors par l'observation d'une faible valeur de

cette mesure : les entreprises qui lissent leurs résultats auront une valeur inférieure à 1 (Cascino et al. 2010 ; Houcine et Kolsi, 2017).

Sur un total de 523 observations faites sur cette variable, 448 observations ne dépassent par la valeur de 1 (85,65% des observations), ce qui suggère que les entreprises faisant partie de notre échantillon adoptent des pratiques de lissage des résultats.

**Tableau 3: Résultats descriptives suite à l'estimation de la mesure de Zarowin (2002)**

Mesure de Zarowin (2002)				
	Nombre	Minimum	Moyenne	Ecart-type
<b>Toutes les observations</b>		0	0.7026315	4.121574
<b>Observations inférieures à 1</b>	448	0	0.2618044	0.2468025
<b>Observations supérieures à 1</b>	75	1.002012	3.335839	10.54789

**Source : Préparé par nos soins (en utilisant STATA 13).**

D'autre part, l'application du test de Shapiro-Wilk montre que cette variable ne suit pas une loi normale ( $\text{Prob} > z = 0$ ). Nous testons alors la différence entre les deux sous-échantillons (scission faite sur la base de la variable binaire « *actionnariat institutionnel* ») en appliquant un test non paramétrique de Wilcoxon Mann-Whitney. Nous obtenons le résultat suivant :  $\text{Prob} > |z| = 0.0003$  - statistique Z de -3.623), ce qui rejette l'hypothèse nulle du teste et suggère une différence fortement significative entre les rangs des deux sous-échantillons, au taux de 1%. Ceci atteste un impact éventuel de la présence des actionnaires institutionnels sur les pratiques de lissage des résultats.

### 2.2.2. Résultats de l'estimation du modèle de pertinence des résultats: Modèle de Francis et al. (2005)

La pertinence des résultats allège l'asymétrie d'information et rend la prise de décision par les investisseurs actuels et potentiels plus saine. Comme le rendement des actions constitue un critère et un signal informatif qui intéresse les investisseurs, le bénéfice par action (BPA) est considéré comme une mesure synthétique qui réduit l'incertitude chez l'investisseur.

Le modèle de Francis et al. (2005) permet d'estimer le rendement des actions qui n'est pas expliqué par les données comptables ( $\varepsilon_{i,t}$ ). Plus ce résidu est élevé, moins est la pertinence



des résultats. Pour Houcine et Kolsi (2017), cette mesure est associée aussi bien à l'évaluation de la qualité du reporting financier qu'à la politique d'investissement adoptée par l'entreprise. Ces chercheurs ont obtenu une moyenne de 0.326 pour cette variable. Le tableau 4 montre que cette variable prend une moyenne de 0.2761774 dans notre échantillon d'étude, valeur inférieure à celle obtenue sur le contexte tunisien. Les moyennes obtenues par Cascino et al. (2010) sur le contexte italien entre 1998 et 2004 pour cette même variable, sont de 0.235 (auprès des entreprises familiales) 0.261 (auprès des entreprises non familiales).

**Tableau 4: Statistiques descriptives du modèle de Francis et al. (2005) par année d'étude**

ANNEE	OBS	Moyenne	Ecart-Type	Minimum	Maximum
2010	41	0.0836573	0.1274888	-0.3177596	0.6307533
2011	47	0.0878223	0.1028261	0.0079398	0.7122199
2012	50	0.1123695	0.1421228	0.010466	0.9594425
2013	50	0.1241476	0.2326203	0.0095806	1.473019
2014	51	0.0736952	0.0592227	0.0145795	0.4023564
2015	50	0.1723345	0.3558151	0.0072095	2.243407
2016	51	0.1178691	0.2427672	0.0158233	1.720628
2017	51	0.0864823	0.1598493	0.006113	1.149264
2018	52	0.1649732	0.4924313	0.0220559	3.374718
2019	44	0.1452449	0.4154027	0.0198562	2.747223

*Source : STATA 13.*

### 2.3. Estimation de l'indice multidimensionnel « QRF » suivant la méthodologie de Biddle et Hilary (2006) et Houcine et Kolsi (2017)

Les statistiques descriptives de l'indice QRF montrent que cet indice est nulle chez 65% des observations faites sur notre échantillon d'étude. Ce même indice prend la valeur de 1 chez 4,91% des observations, la valeur de 2 chez 13,64% des observations, la valeur de 3 chez 8,73% des observations et la valeur de 4 chez 7,64% des observations.

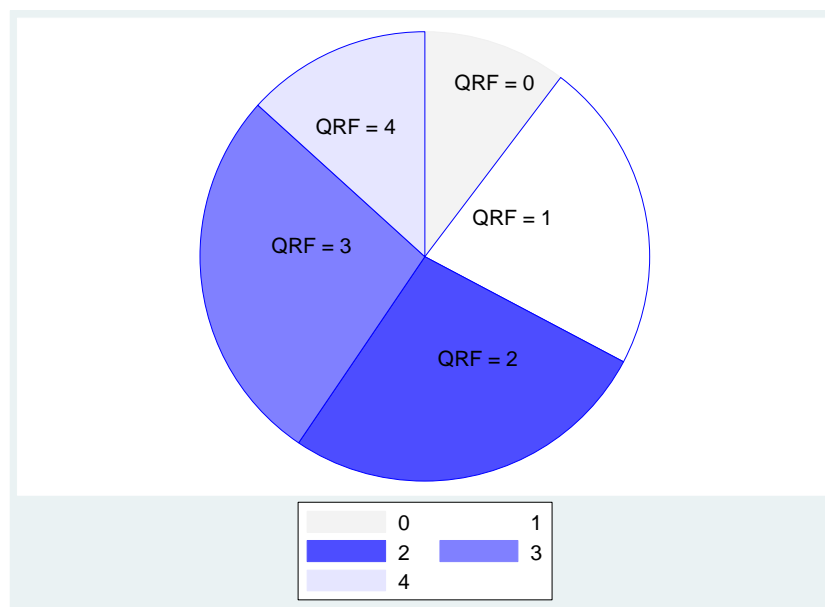
Le test de normalité de distribution de Shapiro Wilk montre que cet indice suit une loi normale ( $\text{Prob}>z = 0.38457$ ), nous appliquons alors un test de Student pour la comparaison des moyennes. Les résultats montrent que sur la base de la différence entre la moyenne des sous échantillons est statistiquement significative au taux de 10% ( $H_0$ : Différence des moyennes :  $\text{Pr}(|T| > |t|) = 0.0973$ ).

**Tableau 5: Statistiques descriptives des modalités de la variable "INDICE QRF"**

Indice QRF	Fréquence	Pourcentage	Pourcentages cumulés
0	57	10.36	10.36
1	130	23.64	34.00
2	146	26.55	60.55
3	134	24.36	84.91
4	83	15.09	100
<b>Total</b>	<b>550</b>	<b>100</b>	

*Source : Préparé par nos soins (en utilisant STATA 13).*

**Figure 1: Graphique en camembert sur la répartition des modalités de la variable "indice QRF"**



*Source: Graphique en camembert extrait de stata13.*

### **Conclusion**

Dans le présent article, l'agrégation de la variable QRF et l'estimation de cette dernière ont fait objet d'un vif débat. L'estimation des modèles de Kothari et al. (2005), Ball et Shivakumar (2006), Francis et al. (2005) et Zarowin (2002), révèle des résultats statistiques qui méritent d'être approfondis au moyen d'une analyse multi-variée. L'objectif était d'estimer en premier lieu une batterie de modèles reconnus par la littérature comptable et financière sur le contexte marocain, et plus précisément les sociétés cotées à la BVC entre 2010 et 2019.

### Bibliographie

1. Ahmed, A.S. and Duellman, S. (2007), "Evidence on the role of accounting conservatism in corporate governance", *Journal of Accounting and Economics*, 43, 411-437.
2. Al-Shaer, H. (2020). Sustainability reporting quality and post-audit financial reporting quality: Empirical evidence from the UK. *Business Strategy and the Environment*, 29(6), 2355-2373.
3. Al-Shaer, H. (2020). Sustainability reporting quality and post-audit financial reporting quality: Empirical evidence from the UK. *Business Strategy and the Environment*, 29(6), 2355-2373.
4. Al-Shattarat, B., Hussainey K. and Al-Shattarat W. (2019). The impact of abnormal real earnings management to meet earnings benchmarks on future operating performance. *International Review of Financial Analysis*. Forthcoming.
5. Anagnostopoulou, S. C., & Tsekrekos, A. E. (2017). The effect of financial leverage on real and accrual-based earnings management. *Accounting and Business Research*, 47(2), 191-236.
6. Armstrong, C. S., Guay, W. R., & Weber, J. P. (2010). The role of information and financial reporting in corporate governance and debt contracting. *Journal of accounting and economics*, 50(2-3), 179-234.
7. Arthur, N., Tang, Q., & Lin, Z. S. (2015). Corporate accruals quality during the 2008–2010 Global Financial Crisis. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 25, 1-15.
8. Ball, R., & Shivakumar, L. (2006). The role of accruals in asymmetrically timely gain and loss recognition. *Journal of accounting research*, 44(2), 207-242.
9. Beatty, A., Liao, S., & Weber, J. (2010). Financial reporting quality, private information, monitoring, and the lease-versus-buy decision. *The Accounting Review*, 85(4), 1215-1238.
10. Bhattacharya, U., Daouk, H., & Welker, M. (2003). The world price of earnings opacity. *The accounting review*, 78(3), 641-678.
11. Bhojraj, S., Hribar, P., Picconi, M., & McInnis, J. (2009). Making sense of cents: An examination of firms that marginally miss or beat analyst forecasts. *The Journal of Finance*, 64(5), 2361-2388.
12. Bhuyan, R., & Hasan, F. (2022). Is Earnings Management Related to Labor Productivity Gap? Evidence from the USA. *Journal of Risk and Financial Management*, 15(8), 323.

13. Biddle, G. C., Hilary, G., & Verdi, R. S. (2009). How does financial reporting quality relate to investment efficiency?. *Journal of accounting and economics*, 48(2-3), 112-131.
14. Biddle, G. C., Hilary, G., & Verdi, R. S. (2009). How does financial reporting quality relate to investment efficiency?. *Journal of accounting and economics*, 48(2-3), 112-131.
15. Brammer, S. and Pavelin, S. (2004), "Building a good reputation", *European Management Journal*, Vol. 22 No. 6, pp. 704-713.
16. Breton, G., & Schatt, A. (2003). Manipulation comptable: les dirigeants et les autres parties prenantes. *La revue du financier*, 139, 18-25.
17. Campa, D. (2019). Earnings management strategies during financial difficulties: A comparison between listed and unlisted French companies. *Research in International Business and Finance*, 50, 457-471.
18. Cascino, S., Pugliese, A., Mussolino, D., & Sansone, C. (2010). The influence of family ownership on the quality of accounting information. *Family Business Review*, 23(3), 246-265.
19. Chandar, N., Chang, H., & Zheng, X. (2012). Does overlapping membership on audit and compensation committees improve a firm's financial reporting quality?. *Review of Accounting and Finance*, 11(2), 141-165.
20. Chaney, P. K., & Philipich, K. L. (2002). Shredded reputation: The cost of audit failure. *Journal of accounting research*, 40(4), 1221-1245.
21. Cheng, Q., & Warfield, T. D. (2005). Equity incentives and earnings management. *The accounting review*, 80(2), 441-476.
22. Choi, T. H., & Pae, J. (2011). Business ethics and financial reporting quality: Evidence from Korea. *Journal of business ethics*, 103, 403-427.
23. Claessens, S., & Yurtoglu, B. B. (2013). Corporate governance in emerging markets: A survey. *Emerging Markets Review*, 15, 1-33.
24. Davis, J. H., Schoorman, F. D., & Donaldson, L. (1997). Davis, Schoorman, and Donaldson reply: The distinctiveness of agency theory and stewardship theory. *Academy of Management. the Academy of Management Review*, 22(3), 611.
25. Dechow, P. M., & Dichev, I. D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The accounting review*, 77(s-1), 35-59.
26. Degeorge, F., Patel, J., & Zeckhauser, R. (1999). Earnings management to exceed thresholds. *The journal of business*, 72(1), 1-33.

27. Dou, Y., Hope, O. K., Thomas, W. B., & Zou, Y. (2018). Blockholder exit threats and financial reporting quality. *Contemporary Accounting Research*, 35(2), 1004-1028.
28. Ebrahim, A. (2007). Earnings management and board activity: an additional evidence. *Review of Accounting and Finance*, 6(1), 42-58.
29. El Diri, M., Lambrinouidakis, C., & Alhadab, M. (2020). Corporate governance and earnings management in concentrated markets. *Journal of Business Research*, 108, 291-306.
30. Elleuch Hamza, S., & Kortas, N. (2019). The interaction between accounting and real earnings management using simultaneous equation model with panel data. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 53(4), 1195-1227.
31. Francis, J., LaFond, R., Olsson, P.M. and Schipper, K. (2005), "The market pricing of accruals quality", *Journal of Accounting and Economics*, 39 (2), 295-327.
32. Franz, D. R., HassabElnaby, H. R., & Lobo, G. J. (2014). Impact of proximity to debt covenant violation on earnings management. *Review of Accounting Studies*, 19(1), 473-505.
33. García Lara, J. M., Osmá, B. G., & Penalva, F. (2007). Board of directors' characteristics and conditional accounting conservatism: Spanish evidence. *European Accounting Review*, 16(4), 727-755.
34. Gilson, S. C. (1989). Management turnover and financial distress. *Journal of financial Economics*, 25(2), 241-262.
35. Gu, Z., & Jain, P. C. (2007). Discussion—Earnings momentum and earnings management. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 22(2), 285-292.
36. Habib, A., Bhuiyan, B. U., & Islam, A. (2013). Financial distress, earnings management and market pricing of accruals during the global financial crisis. *Managerial Finance*.
37. Hall, B. H., Jaffe, A., & Trajtenberg, M. (2005). Market value and patent citations. *RAND Journal of economics*, 16-38.
38. Hesarzadeh, R. (2019). Are the individual and collective roles of financial reporting quality measures the same? Evidence in the context of information uncertainty. *Spanish Journal of Finance and Accounting/Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 48(2), 160-202.
39. Hirshleifer, D., Hsu, P. H., & Li, D. (2013). Innovative efficiency and stock returns. *Journal of Financial Economics*, 107(3), 632-654.
40. Houcine, A., Kolsi, M.C. (2017). The effect of financial reporting quality on corporate investment efficiency: Evidence from the Tunisian stock market. *Research in International Business and Finance*, 42, 321-337.

41. Jensen, M.C., 1986. Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers. *AEA Papers and Proceedings* 76 (2), 323 – 329.
42. Jones, J.J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193-228
43. Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of accounting and economics*, 39(1), 163-197.
44. Leuz, C., Nanda, D., & Wysocki, P. D. (2003). *Earnings management and investor protection: an international comparison*. *Journal of Financial Economics*, 69(3), 505–527.
45. Lin, Z., Jiang, Y., Tang, Q., & He, X. (2014). Does high-quality financial reporting mitigate the negative impact of global financial crises on firm performance?
46. Muttakin, M. B., Mihret, D., Lemma, T. T., & Khan, A. (2020). Integrated reporting, financial reporting quality and cost of debt. *International Journal of Accounting & Information Management*.
47. Myers, S.C. and Majluf, N.S. (1984), “Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 13 No. 2, pp. 187-221.
48. Park, Y. I. C. (2018). *Accounting standards and predictive ability of aggregate accruals for economic growth*. Working Paper.
49. Pinnuck, M. (2012). A review of the role of financial reporting in the global financial crisis. *Australian accounting review*, 22(1), 1-14.
50. Rodriguez-Ariza, L., Martínez-Ferrero, J., & Bermejo-Sánchez, M. (2016). *Consequences of earnings management for corporate reputation*. *Accounting Research Journal*, 29(4), 457–474. doi:10.1108/arj-02-2015-0017
51. Rodriguez-Ariza, L., Martínez-Ferrero, J., & Bermejo-Sánchez, M. (2016). *Consequences of earnings management for corporate reputation*. *Accounting Research Journal*, 29(4), 457–474. doi:10.1108/arj-02-2015-0017
52. Schroeder, R. G., Clark, M. W., & Cathey, J. M. (2019). *Financial accounting theory and analysis: text and cases*. John Wiley & Sons.
53. Stolowy, H., & Breton, G. (2003). La gestion des données comptables: une revue de la littérature. *Comptabilité-Contrôle-Audit*, 9(1), 125-152.
54. Stubben, S. R. (2010). Discretionary revenues as a measure of earnings management. *The accounting review*, 85(2), 695-717.

55. Tang, Q., Chen, H., & Lin, Z. (2016). How to measure country-level financial reporting quality?. *Journal of Financial Reporting and Accounting*, 14(2), 230-265.
56. Watts R.L. and Zimmerman J.L. (1978). Towards a Positive Theory of the Determination Accounting Standards. *The accounting Review*, 53 (1), 112-134.
57. Watts, R. L. (2003). Conservatism in accounting part I: Explanations and implications. *Accounting horizons*, 17(3), 207-221.
58. Xu, X., Wang, X. and Han, N. (2012), "Accounting Conservatism, Ultimate Ownership and Investment Efficiency", *China Finance Review International*, 2 (1), 53-77.
59. Zarowin, P. (2002). Does income smoothing make stock prices more informative?. *New York University Stern School of Business*.
60. Zarowin, P. (2002). Does income smoothing make stock prices more informative?.



ANNEXE

Tableau 6: Développement de la mesure multidimensionnelle de la qualité du Reporting financier

Variable	Abréviation	Instrument de mesure	Références
QUALITE DU REPORTING FINANCIER	QRF	Somme des quatre variables dichotomiques expliquées ci-dessous.	<ul style="list-style-type: none"> <li>➤ Biddle et Hilary (2006)</li> <li>➤ Houcine et Kolsi (2017)</li> </ul>
Mesures des accruals discrétionnaires	<p><i>Proxy N°1</i> Accruals discrétionnaires</p>	<p>Estimation des accruals discrétionnaires en se basant sur le modèle de Kothari et al. (2005) sur les entreprises appartenant aux secteurs avec plus de 20 observations.</p> $Acc_{i,t} = \alpha_1 * \frac{1}{Actifs_{i,t-1}} + \alpha_2 * \frac{(\Delta CA_{i,t} - \Delta CCR_{i,t})}{Actifs_{i,t-1}} + \alpha_3 * \frac{IC_{i,t}}{Actifs_{i,t-1}} + \alpha_4 * ROA_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ <p>Acc<sub>i,t</sub>=Total des accruals divisé par le total actif ; ΔCA<sub>i,t</sub>=Variation du chiffre d'affaire entre t-1 et t ; IC<sub>i,t</sub>= Valeur brute des immobilisations corporelles ; . ROA<sub>i,t</sub>= Résultat avant impot divisé par le total actif.</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>➤ Kothari et al. (2005) ;</li> <li>➤ Ebrahim (2007) ;</li> <li>➤ Stubben (2010) ;</li> <li>➤ Choi et Pae (2011) ;</li> <li>➤ Chandar et al. (2012) ;</li> <li>➤ Dou et al. (2018) ;</li> </ul>
	<p><i>Proxy N°2</i> Accruals discrétionnaires</p>	<p>Estimation des accruals discrétionnaires en se basant sur le modèle de Dechow-Dichev (2002) modifié par Ball et Shivakumar (2006) :</p> $Acc_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 * CFO_{i,t-1} + \alpha_2 * CFO_{i,t} + \alpha_3 * CFO_{i,t+1} + \alpha_4 * B - CFO_{i,t} + \alpha_5 * B - CFO_{i,t} * CFO_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ <p>Acc<sub>i,t</sub>=Total des accruals divisé par le total actif ; CFO<sub>i,t</sub> = Cash-flows opérationnels ; B- CFO<sub>i,t</sub> : Variable binaire</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>➤ Ball et Shivakumar (2006) ;</li> <li>➤ Garcia Lara et al. (2007) ;</li> <li>➤ Dou et al. (2018)</li> </ul>

*prenant la valeur de 1 si les CFO sont négatifs et 0 sinon.  
Toutes les variables sont divisées par le total des actifs.*

Mesure de	<p><b>Proxy N°3</b> <i>Lissage des résultats</i></p> <p><b>ZAROWIN_2002</b></p>	<p><b>Ecart type du résultat net de l'entreprise i à l'année t, calculé sur la période allant de t-2 à t, divisé par l'écart type des cash flows opérationnels de l'entreprise i à l'année t, calculé sur la période allant de t-2 à t :</b></p> $LR_{i,t} = \frac{\sigma(Rt.Net_{i,t})}{\sigma(CFO_{i,t})}$	<ul style="list-style-type: none"> <li>➤ Cascino et al. (2010)</li> <li>➤ Zarowin (2002)</li> <li>➤ Houcine et Kolsi (2017)</li> </ul>
Mesure de la	<p><b>Proxy N°4</b> <i>Pertinence des résultats</i></p> <p><b>FRANCIS_2005</b></p>	<p>Bénéfice par action de l'entreprise i à l'année t.</p> $P_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 * \frac{BPA_{i,t}}{CB_{i,t-1}} + \alpha_2 * \frac{\Delta BPA_{i,t}}{CB_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$ <p><i>BPA<sub>i,t</sub> : Bénéfice par action ; CB<sub>i,t</sub> : Cours boursier.</i> <i>Toutes les variables sont divisées par le cours de l'action en début de période).</i></p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>➤ Francis et al. (2005)</li> <li>➤ Gu (2007) ;</li> <li>➤ Cascino et al. (2010)</li> <li>➤ Houcine et Kolsi (2017)</li> </ul>

**Source : Elaboré par nous-même.**