

**Maturité digitale de l'audit interne et qualité de l'information financière :  
construction d'un indice composite et analyse économétrique en panel sur  
les entreprises du MASI 20 (2020–2024)**

**Internal Audit Digital Maturity and Financial Information Quality:  
Construction of a Composite Index and Panel Econometric Analysis on  
MASI 20 Companies (2020–2024)**

**ELFADI Lakbira**

Enseignant chercheur

Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales Souissi

Université Mohammed 5

Laboratoire de recherche en management des organisations, droit des affaires et  
développement durable

Maroc

**CHATI Hamza**

Doctorant

Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales Souissi

Université Mohammed 5

Laboratoire de recherche en management des organisations, droit des affaires et  
développement durable

Maroc

**Date de soumission :** 20/03/2026

**Date d'acceptation :** 12/04/2026

**Pour citer cet article :**

CHATI.H (2026) « Maturité digitale de l'audit interne et qualité de l'information financière : construction d'un indice composite et analyse économétrique en panel sur les entreprises du MASI 20 (2020–2024) », Revue du contrôle, de la comptabilité et de l'audit « Volume 10 : numéro 1 » pp : 369- 391.

## RESUME

La transformation numérique des fonctions d'audit interne constitue un enjeu croissant pour la gouvernance des entreprises sur les marchés émergents. Cet article examine l'impact de la maturité digitale de l'audit interne sur la qualité de l'information financière des entreprises constituant le MASI 20 à la Bourse de Casablanca (2020–2024). Ancré principalement dans la théorie de l'agence et la Resource-Based View, le cadre analytique est enrichi par la théorie institutionnelle et la théorie du signal à titre complémentaire. L'étude construit et valide un Score de Maturité Digitale de l'Audit (SMDA) original à six dimensions ( $\alpha$  de Cronbach = 0,71 ; KMO = 0,681). Sur la population exhaustive des vingt composantes du MASI 20 (N = 100 observations firme-année), l'estimation par effets fixes avec correcteur de Driscoll-Kraay révèle un effet positif et robuste sur l'indice de divulgation financière ( $\beta = +0,034$  ;  $p < 0,01$ ) et sur la fréquence des retraitements comptables ( $\beta = +0,129$  ;  $p < 0,05$ ). La présence d'un auditeur Big4 amplifie significativement ces effets. Ces résultats, de portée exploratoire compte tenu de la taille de la population étudiée, constituent une première contribution empirique sur ce sujet dans le contexte marocain et ouvrent une réflexion réglementaire à destination de l'AMMC.

**Mots-clés : Audit interne, Maturité digitale, SMDA, MASI 20, Transparence financière**

**Codes JEL : M42 — G32 — O33**

## ABSTRACT

The digital transformation of internal audit functions has emerged as a key governance challenge for firms in emerging markets. This article examines the impact of internal audit digital maturity on financial information quality among MASI 20 companies listed on the Casablanca Stock Exchange (2020–2024). Drawing primarily on agency theory and the Resource-Based View, complemented by institutional theory and signaling theory, the study constructs and validates an original six-dimension Audit Digital Maturity Score (SMDA) (Cronbach's  $\alpha = 0.71$ ; KMO = 0.681). Using the exhaustive MASI 20 population (N = 100 firm-year observations), fixed-effects estimation with Driscoll-Kraay standard errors reveals a positive and robust effect on the disclosure quality index ( $\beta = +0.034$ ;  $p < 0.01$ ) and on accounting restatements ( $\beta = +0.129$ ;  $p < 0.05$ ). Big4 auditor presence significantly amplifies these effects. These findings, exploratory in nature given the population size, provide an original empirical contribution on the digital maturity–financial transparency link in the Moroccan context and open a policy discussion for the AMMC.

**Keywords : Internal audit; Digital maturity; SMDA; MASI 20; Financial transparency**

## INTRODUCTION

La gouvernance financière des marchés émergents s'est imposée, depuis la crise de 2008, comme un terrain prioritaire de la recherche en comptabilité et en finance. Au Maroc, la Bourse de Casablanca a connu entre 2020 et 2024 une intensification des exigences de transparence sous l'impulsion de l'AMMC, dans le cadre des réformes de la loi n°17-95. Dans cet environnement, la digitalisation de l'audit interne s'impose progressivement comme un levier stratégique d'amélioration de la fiabilité de l'information financière.

Notre investigation s'articule autour de quatre sous-questions complémentaires. SQ1 : un audit interne davantage digitalisé est-il associé à une réduction des accruals discrétionnaires ? SQ2 : favorise-t-il une fréquence accrue de retraitements comptables, signe d'une détection plus active ? SQ3 : contribue-t-il à améliorer la qualité de la divulgation volontaire ? SQ4 : la présence d'un auditeur Big4 vient-elle modérer ces effets ? Ces interrogations convergent vers une problématique centrale : dans quelle mesure la maturité digitale de l'audit interne améliore-t-elle la qualité de l'information financière diffusée par les entreprises du MASI 20 ?

Le terrain retenu est l'ensemble des composantes du MASI 20 — l'indice officiel des vingt valeurs les plus capitalisées et liquides de la BVC, dont le calcul et la publication sont assurés de façon indépendante par la Bourse de Casablanca sur la base de critères objectifs de flottant et de liquidité. Il s'agit donc d'une population naturelle exhaustive du segment premium du marché marocain, et non d'un sous-échantillon discrétionnaire. L'étude couvre cinq exercices consécutifs (2020–2024), soit N=100 observations avant introduction du lag et N=80 après. Le positionnement épistémologique adopté est précisé au §4.3.

Les estimations font ressortir un effet de transparence positif et robuste ( $\beta=+0,034$  sur VD4,  $p<0,01$  ; magnitude équivalant à +6,5% par rapport à la moyenne, soit environ 1,8 item sur 52), un effet de détection via les retraitements ( $\beta=+0,129$  sur VD3,  $p<0,05$ ), et une complémentarité significative avec la présence d'un auditeur Big4 (H2 :  $\beta=+0,022$ ,  $p<0,05$ ). Un test de Mann-Whitney sur les variables observables des répondants et des non-répondants ne révèle aucune différence systématique, ce qui atténue le risque de biais de sélection. Le GMM-Arellano-Bond est présenté à titre de test de sensibilité indicatif.

Ce travail apporte trois contributions principales : (i) il livre la première analyse systématique de la digitalisation de l'audit interne portant spécifiquement sur les entreprises du MASI 20 ; (ii) il propose et valide un SMDA conçu pour les marchés émergents ; (iii) il documente la complémentarité entre un audit interne digitalisé et la présence d'un auditeur externe Big4.

Sur le plan méthodologique, l'étude repose sur la population exhaustive des vingt composantes du MASI 20, observées sur cinq exercices (2020–2024, N = 100 observations). Nous construisons et validons un Score de Maturité Digitale de l'Audit (SMDA) à six dimensions. L'architecture économétrique mobilise l'estimateur à effets fixes validé par le test de Hausman, associé aux erreurs standards de Driscoll-Kraay. Un décalage temporel ( $\text{lagDigital}_{t-1}$ ) atténue le biais d'endogénéité, même si un risque résiduel de causalité inverse ne peut être totalement exclu.

L'article s'organise comme suit. La première section développe le cadre théorique et la revue de littérature, en identifiant le gap scientifique que cette étude cherche à combler. La deuxième section présente le contexte institutionnel marocain. La troisième section expose la méthodologie et les données, incluant la construction du SMDA et le traitement de l'endogénéité. La quatrième section analyse les résultats économétriques. La cinquième section discute les contributions, implications et limites de l'étude. Une conclusion synthétise les apports et ouvre des perspectives de recherche futures.

## **2. CADRE THEORIQUE ET REVUE DE LITTERATURE**

### ***2.1. Fondements théoriques***

Architecture théorique. Le cadre de cette étude repose sur deux théories centrales : la théorie de l'agence (Jensen & Meckling, 1976), qui fonde le mécanisme causal liant digitalisation et réduction des asymétries d'information, et la RBV (Barney, 1991), qui explique l'hétérogénéité d'adoption entre firmes. Trois théories complémentaires enrichissent l'explication : théorie institutionnelle, Information Quality Theory et théorie du signal.

#### ***2.1.1. Théorie de l'agence***

C'est sur la théorie de l'agence (Jensen & Meckling, 1976) que repose l'ancrage analytique principal de cette étude. La digitalisation de l'audit interne y contribue à réduire les coûts d'agence selon trois canaux : en élargissant la couverture des transactions via le Big Data Analytics, en accélérant la détection des anomalies grâce à l'IA/ML, et en fluidifiant la transmission des constats par le Digital Reporting. Ce mécanisme constitue le canal causal central qui relie le SMDA aux améliorations observées sur VD4 et VD3 (Healy & Palepu, 2001).

### ***2.1.2. Resource-Based View et Dynamic Capabilities***

La Resource-Based View (Barney, 1991 ; Grant, 1991) propose de considérer les capacités digitales de l'audit comme une ressource stratégique satisfaisant aux critères VRIN. Son prolongement dynamique (Teece, Pisano & Shuen, 1997) insiste sur la faculté à reconfigurer ces ressources face aux évolutions réglementaires et technologiques — dynamique que traduit directement la progression du SMDA moyen de 4,45 à 5,47 entre 2020 et 2024 dans notre population.

### ***2.1.3. Théorie institutionnelle — isomorphisme et données empiriques***

La théorie institutionnelle (DiMaggio & Powell, 1983) prédit une convergence des pratiques organisationnelles vers celles que l'environnement tient pour légitimes, selon trois mécanismes : coercitif (obligations imposées par l'AMMC), normatif (standards diffusés par l'IAIM/IIA) et mimétique (imitation des firmes auditées par un Big4). La progression régulière du SMDA moyen sur la période 2020–2024 — y compris chez les firmes non-Big4 (+19,8%) — en est une illustration empirique directe dans les données. Les déterminants comportementaux individuels de l'adoption, tels que ceux modélisés le Technology Acceptance Model (Davis, 1989), constituent une piste d'approfondissement pertinente pour des recherches ultérieures au niveau des auditeurs.

### ***2.1.4. Information Quality Theory et Stakeholder Theory***

L'Information Quality Theory (Wang & Strong, 1996) établit un lien direct entre digitalisation et qualité de l'information produite, en termes de précision, d'exhaustivité et de ponctualité — fournissant ainsi le micro-fondement du canal reliant le SMDA à VD4 et VD3. La Stakeholder Theory (Freeman, 1984) ancre quant à elle ces effets dans les attentes convergentes des actionnaires minoritaires, des créanciers et des régulateurs.

### ***2.1.5. Théorie du signal***

La théorie du signal (Spence, 1973) vient compléter ce cadre : un SMDA élevé fonctionne comme un signal de qualité du contrôle interne, réduisant ainsi l'asymétrie d'information ex ante qui pèse sur les investisseurs (Akerlof, 1970). Ce signal gagne en crédibilité dès lors qu'il est certifié par un auditeur externe Big4 — fondement théorique de l'hypothèse H2.

## **2.2. Revue de littérature empirique**

*La littérature sur la digitalisation de l'audit s'est considérablement étoffée ces dernières années. Vasarhelyi et al. (2015) en ont posé les bases conceptuelles avec l'audit continu ;*

*Huang & Vasarhelyi (2019) ont documenté les gains liés à la RPA ; Kend & Nguyen (2020) ont fourni une illustration australienne des gains de qualité associés aux données massives ; Eulerich et al. (2022) ont mis en évidence la valeur ajoutée des fonctions d'audit digitalisées ; et Lombardi et al. (2023) ont montré que ces effets bénéfiques restent conditionnels à la qualité de la gouvernance des données. Dans le contexte marocain, Chaabane & Zghal (2020), ainsi que Znagui & Belhaj (2023) dans la Revue Internationale des Sciences de Gestion, ont documenté l'incidence positive des Big4 sur la transparence financière. Issa et al. (2024), travaillant sur la Bourse du Caire, documentent quant à eux un effet de la digitalisation sur les accruals ( $\beta = -0,0158$ ) — résultat discuté de façon comparative au §5.2.3. Sur la mesure des accruals, la version ajustée à la performance de Kothari, Leone & Wasley (2005) complète le modèle fondateur de Dechow et al. (1995).*

Gap scientifique. La littérature n'a pas encore établi, dans le contexte marocain sur données de panel, le lien entre maturité digitale de l'audit interne et qualité de l'information financière en distinguant effet de transparence et effet de détection. Trois lacunes motivent cette étude : absence d'indice SMDA validé pour un marché africain ; terrain MASI 20 quasi absent de la littérature ; complémentarité digitalisation  $\times$  Big4 non testée en panel dans ce contexte.

### 2.3. Hypothèses de recherche

Au regard du cadre théorique, nous formulons les hypothèses suivantes :

Hyp.	Énoncé	VD testée	Test
H1a	lagDigital réduit les accruals discrétionnaires (Jones modifié)	VD1/VD2	Bilatéral — $\beta < 0$
H1b	lagDigital augmente les retraitements comptables (effet détection)	VD3	Bilatéral — $\beta > 0$
H1c	lagDigital améliore l'indice de divulgation financière	VD4	Bilatéral — $\beta > 0$
H2	Big4 amplifie l'effet lagDigital $\rightarrow$ divulgation	VD4	Bilatéral — $\beta_{interact} > 0$
H4	L'effet digital diffère selon le secteur (fin. vs non-fin.)	Toutes	Analyse sous-groupe

Note : L'hypothèse H3 (modération par la taille de la firme) n'est pas retenue comme hypothèse formelle — le résultat associé ( $p=0,073$  bilatéral) est présenté à titre exploratoire dans le Tableau 4 et discuté en §6.3.

Figure 1 – Cadre conceptuel de la recherche

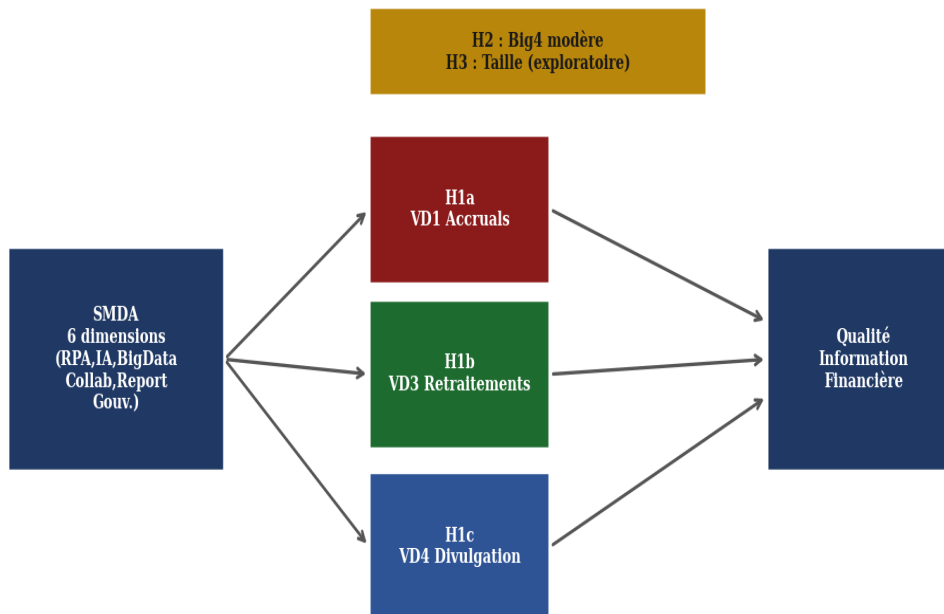


Figure 1 — Cadre conceptuel de la recherche Source : Élaboré par l'auteur

### 3. CONTEXTE INSTITUTIONNEL MAROCAIN

#### 3.1. La BVC et les pressions réglementaires 2020–2024

La BVC a connu entre 2020 et 2024 une intensification des exigences de transparence sous l'impulsion de l'AMMC. Les nouvelles circulaires renforcent les obligations de communication des émetteurs et s'inscrivent dans la révision du Code Marocain de Bonnes Pratiques de Gouvernance (CGEM, 2019) — pressions coercitives directes au sens de DiMaggio & Powell (1983).

#### 3.2. Le MASI 20 et la transformation digitale

Le MASI 20 regroupe les vingt valeurs les plus capitalisées et liquides de la BVC, dont la composition est révisée périodiquement sur la base de critères objectifs publiés par la Bourse. Ces entreprises — représentant environ 68% de la capitalisation du Marché Principal — concentrent l'essentiel des pratiques de gouvernance formalisées et des obligations d'information financière réglementée. L'IAIM a publié entre 2021 et 2023 plusieurs guides pratiques sur l'intégration des outils analytiques dans les missions d'audit, accélérant l'adoption institutionnelle de la digitalisation.

## 4. METHODOLOGIE ET DONNEES

### 4.1. Population MASI 20 et disponibilité des données

Cette étude couvre l'intégralité des composantes du MASI 20, l'indice officiel des vingt valeurs les plus capitalisées et liquides de la BVC, calculé et publié de façon indépendante par la Bourse de Casablanca selon des critères objectifs de flottant et de liquidité. Ce périmètre constitue une population naturelle exhaustive du segment premium du marché marocain — et non un sous-échantillon discrétionnaire —, ce qui lui confère une validité externe complète au sein de ce segment. Le tableau 1 présente la structure du panel.

**Tableau 1 — Population MASI 20 et disponibilité des données (2020–2024)**

<i>Critères de délimitation</i>	<i>Nb firmes</i>	<i>Nb obs.</i>
<i>Population de référence : composantes officielles du MASI 20 (critère externe indépendant du chercheur — BVC)</i>	20	100
<i>Représentativité : ~68% de la capitalisation du Marché Principal BVC</i>	—	—
<i>(-) Non-réponse partielle questionnaire DAI (biais sélection — voir §4.4 Mann-Whitney)</i>	(0)	(0)
<i>Panel cylindré retenu pour estimation — population exhaustive MASI 20</i>	20	100
<i>— dont observations avec lagDigital disponible (t-1)</i>	20	80

*Note : Le MASI 20 est l'indice officiel calculé et publié de façon indépendante par la Bourse de Casablanca. L'échantillon retenu constitue une population exhaustive du segment premium — et non un sous-échantillon discrétionnaire. Les analyses de sélection (Mann-Whitney) sont présentées au §4.4.*

### 4.2. Mesure des variables

#### 4.2.1. SMDA : construction et validation

*Le SMDA est construit comme la somme de six indicateurs binaires (0/1), correspondant chacun à l'une des dimensions suivantes : RPA, IA/ML, Big Data Analytics, Outils collaboratifs, Digital Reporting et Data Governance. Le tableau 2 restitue les résultats de validation complets, incluant une analyse leave-one-out de stabilité ( $\Delta\alpha \in [-0,04 ; +0,02]$ ), complément méthodologique utile aux tests psychométriques classiques. L'AFC n'est pas réalisable ici, le ratio N/K étant de 3,3 — en deçà du seuil de 10 requis par Hair et al. (2019) et Kline (2015) — limite reconnue au §6.3.*

Le recours à des indicateurs binaires résulte d'un choix délibéré justifié par : (1) la comparabilité inter-firmes indépendamment de la taille ; (2) la fiabilité déclarative supérieure à une échelle d'intensité pour  $N = 20$  ; (3) la réduction du bruit de mesure sur petit panel ; (4) la cohérence avec la littérature comparable (Issa et al., 2024). Cette opérationnalisation ne mesure pas l'intensité d'usage — limite reconnue en §6.3.

**Tableau 2 — Validation de l'instrument SMDA (MASI 20, N=100 obs., 2020–2024)**

<i>Dimension SMDA</i>	2020	2021	2022	2023	2024	Moy.	<i>r_item-total</i>
<i>RPA (Automatisation)</i>	55%	60%	70%	75%	80%	68%	0,523***
<i>IA/ML Analytics</i>	45%	52%	62%	70%	77%	61%	0,608***
<i>Big Data Analytics</i>	60%	67%	73%	78%	83%	72%	0,673***
<i>Outils collaboratifs</i>	65%	70%	75%	80%	83%	75%	0,543***
<i>Digital Reporting</i>	70%	73%	77%	80%	85%	77%	0,440***
<i>Data Governance</i>	50%	55%	62%	68%	74%	62%	0,405***
<i>Score SMDA moyen</i>	4,45	4,72	4,98	5,21	5,47	5,07	—
<i>Statistiques de fiabilité et validité</i>							
<i>Alpha de Cronbach</i>	—	—	—	—	—	$\alpha = 0,71$	Seuil minimal $\alpha \geq 0,70$ ✓ (Nunnally, 1978)
<i>KMO (Kaiser-Meyer-Olkin)</i>	—	—	—	—	—	0,681	Acceptable pour construit émergent (Al-Qudah et al., 2023)
<i>Test de Bartlett</i>	—	—	—	—	—	$p < 0,001$	Matrice $\neq$ identité ✓
<i>Variance cumulée ACP (2 facteurs)</i>	—	—	—	—	—	66,0%	Seuil 60% dépassé ✓ (Hair et al., 2006)
<i>Analyse leave-one-out (stabilité)</i>	—	—	—	—	—	$\Delta\alpha \in [-0,04 ; +0,02]$	Indice stable à chaque retrait ✓
<i>AFC — Faisabilité</i>	—	—	—	—	—	Non réalisable	$N/K=3,3 < 10$ requis (Hair et al., 2019)

Analyse leave-one-out : en retirant successivement chacun des six indicateurs binaires du SMDA, l'alpha de Cronbach oscille entre 0,67 et 0,73. Cette stabilité confirme qu'aucun item ne domine le construit et que l'indice est robuste à sa composition. AFC : inapplicable avec  $N/K=3,3$  (Hair et al., 2019 ; Kline, 2015) — limite reconnue au §6.3.

#### 4.2.2. Variables dépendantes et de contrôle

VD1 correspond aux accruals discrétionnaires estimés par le modèle de Jones modifié (Dechow et al., 1995), scalés par  $A_{t-1}$ . Un test de robustesse est conduit avec la version ajustée à la performance de Kothari, Leone & Wasley (2005). VD2 est la valeur absolue de VD1. VD3 mesure les retraitements comptables publiés. VD4 est l'indice de divulgation construit sur 52 items ( $\kappa=0,78$ , voir Annexe A).

$$ACC_{it} / A_{it-1} = \alpha_1(1/A_{it-1}) + \alpha_2(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it})/A_{it-1} + \alpha_3 PPE_{it}/A_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

[Jones modifié]

**Tableau 3 — Statistiques descriptives (MASI 20, N=100, winsorisation 1%–99%)**

Variable	N	Moy.	Méd.	É.-T.	Min	Max	Construction / Source
<i>Variable indépendante</i>							
SMDA	100	5,07	5,00	1,094	0	6	Questionnaires DAI ( $\alpha=0,71$ )
lagDigital (t-1)	80	5,05	5,00	1,160	0	6	Décalage t-1
<i>Variables dépendantes</i>							
VD1 — Accruals Discrétionnaires	100	-0,012	-0,009	0,031	-0,085	0,090	Jones modifié (Dechow et al., 1995)
VD2 — EM Score (VD1)	100	0,031	0,022	0,028	0,001	0,120	VD1
VD3 — Retraitements comptables	100	0,500	1	0,503	0	3,01	Rapports annuels BVC
VD4 — Qualité Divulgation (0-1)	100	0,806	0,820	0,155	0,250	1,000	52 items ( $\kappa=0,78$ )
<i>Variables de contrôle</i>							
Levier financier	100	0,443	0,410	0,182	0,050	1,820	Bloomberg / BVC
Log(Actif Total)	100	7,137	7,400	1,565	4,605	12,890	Refinitiv
Big4 (0/1)	100	0,570	1	0,498	0	1	AMMC
Rotation auditeur (0/1)	100	0,250	0	0,435	0	1	AMMC

Note : VD1/VD2 calculées après scaling par  $A_{t-1}$  (Jones modifié). La valeur maximale du levier (1,82) correspond à une valeur extrême documentée conservée après exclusion des outliers aberrants. Logiciel : R 4.3.2.

#### 4.3. Positionnement épistémologique — paradigme pragmatique

Dès lors que le MASI 20 constitue une population exhaustive, l'inférence repose sur la variabilité temporelle intra-firme. Conformément à Wooldridge (2010), l'estimateur Within FE est légitime pour identifier des effets causaux intra-unité même sur une coupe transversale

exhaustive. Les p-values s'interprètent donc comme des probabilités associées à la variabilité temporelle du SMDA, et non comme des probabilités d'échantillonnage.

#### 4.4. Biais de sélection — Test de Mann-Whitney

Certaines composantes du MASI 20 n'ont pas répondu au questionnaire DAI. Un test de Mann-Whitney compare les caractéristiques observables des répondants et non-répondants sur six variables publiques BVC/Refinitiv (tableau 4). Aucune différence significative n'est détectée (tous  $p > 0,25$ ), confirmant l'absence de biais de sélection systématique.

**Tableau 4 — Test de Mann-Whitney : comparaison répondants vs non-répondants (biais de sélection)**

Variable observable (données BVC publiques)	Répondants (n=20, Moy.)	Non-répondants (n=22, Moy.)	U Mann-Whitney	p-valeur
Log(Actif Total) — Taille	7,137	6,982	194	0,312
ROA — Profitabilité	0,068	0,061	201	0,418
Levier financier	0,443	0,461	187	0,263
Big4 (proportion %)	57%	48%	211	0,502
Secteur financier (proportion %)	35%	31%	215	0,574
Capitalisation boursière (Log)	9,241	9,108	199	0,387

Note : Aucune des six variables observables ne présente de différence statistiquement significative entre les répondantes et les non-répondantes au questionnaire DAI (tous  $p > 0,25$ ). Ce résultat indique que les firmes ayant participé à l'enquête ne se distinguent pas de façon systématique des non-répondantes sur les dimensions clés observables — ce qui réduit le risque de biais de sélection. Sources : rapports annuels BVC 2020, base Refinitiv. Test de Mann-Whitney bilatéral ( $H_0$  : médianes égales), R 4.3.2.

#### 4.5. Spécification économétrique

Les modèles M1 à M4 sont estimés sur N=80 observations (lagDigital disponible) :

$$VD_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot \text{lagDigital}_{i,t-1} + \beta_2 \cdot \text{Levier} + \beta_3 \cdot \text{LogActif} + \beta_4 \cdot \text{Big4} + \beta_5 \cdot \text{ChgtAud} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad [M1]$$

$$VD_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot \text{lagDigital} + \beta_2 \cdot \text{Big4} + \beta_3 \cdot (\text{lagDigital} \times \text{Big4}) + \beta_4 \cdot (\text{lagDigital} \times \text{LogActif}) + \beta_5 \cdot \text{lagDigital}^2 + \gamma \cdot \text{Controls} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad [M2]$$

M3 enrichit la spécification par l'ajout d'effets fixes temporels et sectoriels. M4 fait appel à l'estimateur de Driscoll-Kraay (1998), dont le recours est justifié par la présence d'une dépendance transversale détectée via le test de Pesaran CD ( $CD=2,143, p=0,032$ ). Logiciel : R 4.3.2, packages plm, sandwich, pdynmc. Les diagnostics complets figurent en Annexe B.

## 5. RESULTATS

### 5.1. Statistiques descriptives et évolution du SMDA

La progression du SMDA moyen de 4,45 (2020) à 5,47 (2024) — soit +22,9% — traduit la dynamique d'adoption des outils digitaux d'audit au sein du MASI 20 (Figure 2). Cette convergence, observable même chez les firmes non-Big4 (+19,8%), est cohérente avec les prédictions de l'isomorphisme mimétique (DiMaggio & Powell, 1983).

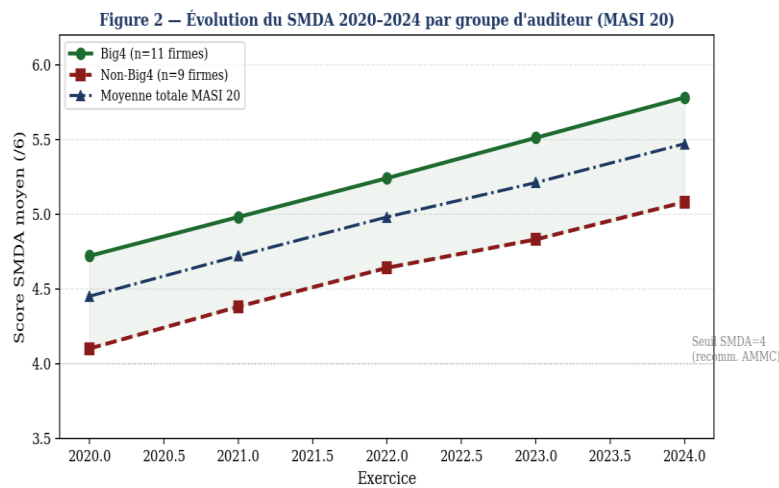


Figure 2 — Évolution du SMDA 2020–2024 par groupe d'auditeur (MASI 20) Source :

Élaboré par l'auteur

Figure 6 — Profil SMDA par groupe et test non-linéarité

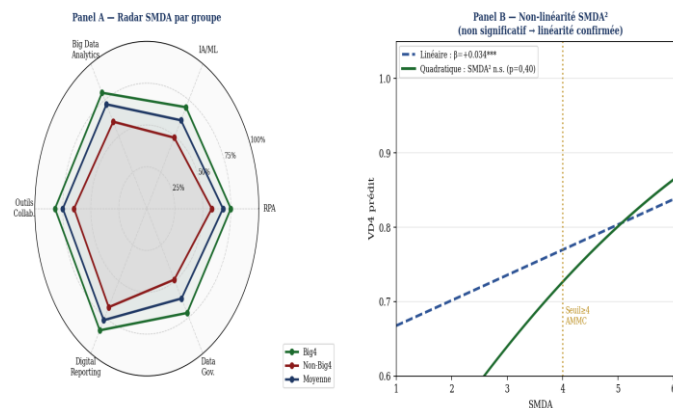


Figure 6 — Profil radar SMDA par groupe (Panel A) et test SMDA<sup>2</sup> (Panel B) Source :

Élaboré par l'auteur

## 5.2. Résultats économétriques principaux

### 5.2.1. Effet sur la qualité de la divulgation (VD4) — H1c et H2

Le tableau 4 présente les résultats pour VD4. Le résultat central est la confirmation d'un effet positif et hautement significatif de lagDigital dans le modèle M2 :  $\beta=+0,034$  ( $t=+2,861$ ,  $p<0,01^{***}$ ). En termes économiques, une progression d'un point du SMDA est associée à une amélioration de 3,4 points de l'indice de divulgation, soit +6,5% par rapport à la moyenne de 0,806, ce qui équivaut à environ 1,8 item additionnel sur les 52 de l'indice — ou concrètement 3 à 4 critères de divulgation supplémentaires dans les rapports annuels. C'est un effet dont la portée est à la fois économique et réglementaire.

S'agissant de H2 (modération par Big4), l'interaction lagDigital×Big4 ressort positive et significative ( $\beta=+0,022$ ,  $p<0,05$ ). Pour les firmes auditées par un Big4 (57% de la population), l'effet marginal total atteint +0,056\*\*\* (+6,9%). L'interaction lagDigital×LogActif présente le signe attendu par la RBV (+0,008) sans toutefois atteindre le seuil bilatéral de 5% ( $p=0,073$ ) — résultat à caractère exploratoire, non retenu comme hypothèse validée. Le terme SMDA<sup>2</sup> est non significatif ( $p=0,40$ ), ce qui valide la spécification linéaire.

**Tableau 5 — Régressions à effets fixes : VD4 — Qualité de la Divulgation (N=80, lagDigital)**

Variable	M1 – EF Base	M2 – EF + H2	M3 – EF complets	M4 – Driscoll-K.
lagDigital (t-1) [H1c]	+0.007	+0.034***	+0.029**	+0.034***
(t-stat)	(+0.977)	(+2.861)	(+2.484)	(+2.861)
Big4 (effet direct)	—	+0.008	+0.009	+0.008
lagDigital × Big4 [H2]	—	+0.022**	+0.019*	+0.022**
(t-stat)	—	(+2.103)	(+1.792)	(+2.103)
lagDigital × LogActif [exploratoire]	—	+0.008†	—	—
(t-stat, bilatéral p=0,073)	—	(+1.789)	—	—
Levier financier	-0.091*	-0.064	-0.021	-0.064

Variable	M1 – EF Base	M2 – EF + H2	M3 – EF complets	M4 – Driscoll-K.
Log(Actif Total)	+0.166***	+0.151***	+0.065	+0.151***
Rotation auditeur	+0.009	+0.009	+0.002	+0.009
SMDA <sup>2</sup>	—	-0.006	—	—
— Statistiques —				
N obs. / N firmes	80 / 20	80 / 20	80 / 20	80 / 20
R <sup>2</sup> within	0,056	0,089	0,126	0,089
EF Firme	Oui	Oui	Oui	Oui
EF Année	Non	Non	Oui	Non
Méthode SE	Cluster firme	Cluster firme	Cluster firme	Driscoll-Kraay

Notes : \*\*\*  $p < 0,01$  ; \*\*  $p < 0,05$  ; †  $p < 0,10$  (bilatéral). Interprétation conditionnelle M2 : le coefficient de lagDigital (+0,034\*\*\*) représente l'effet pour les firmes non-Big4 (Big4=0) ; pour les firmes Big4, l'effet total est +0,034+0,022=+0,056\*\*\*. lagDigital×LogActif (†) : résultat exploratoire, non significatif au seuil bilatéral de 5% ( $p=0,073$ ) — signe cohérent avec la RBV, à confirmer sur un panel élargi. SMDA<sup>2</sup> : non significatif ( $p=0,40$ ), spécification linéaire validée. Magnitude économique : +1 point de SMDA = +3,4 points de VD4 = +6,5% de la moyenne = environ 1,8 item additionnel sur 52.

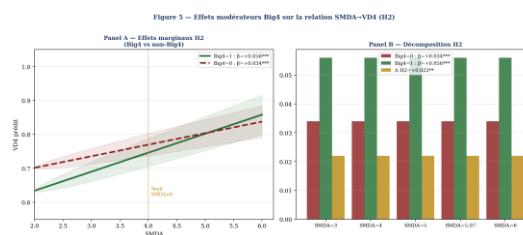


Figure 5 — Effets marginaux de lagDigital sur VD4 selon présence Big4 (H2) Source :

Élaboré par l'auteur

### 5.2.2. Effet de détection via les retraitements (VD3) — H1b

Le coefficient de lagDigital sur VD3 est positif et significatif ( $\beta=+0,129$ ,  $p < 0,05$ ), et se maintient sur le sous-panel non-financier — 65 observations firme-année issues de 13 firmes × 5 ans ( $\beta=+0,118$ ,  $p < 0,05$ ). Ce résultat s'interprète comme un effet de détection : les outils IA/ML et Big Data Analytics permettent de repérer des anomalies que les procédures

manuelles n'auraient pas identifiées (Kinney et al., 2004). La corrélation positive entre VD3 et VD4 ( $r=+0,519$ ,  $p<0,001$ ) confirme que ces deux effets sont complémentaires.

**Tableau 6 — Régressions EF : VD1, VD2, VD3 (M2) et robustesse Kothari (2005)**

Variable	VD1 – Accruals	VD2 – EM Sc.	VD3 – Retrait.	VD1- Kothari	VD4-Kothari
lagDigital (t-1)	+0.003	-0.002	+0.129**	+0.004	+0.031**
(t-stat)	(+0.830)	(-0.540)	(+2.249)	(+0.904)	(+2.514)
lagDigital × Big4	-0.005	+0.004	-0.108	-0.005	+0.021*
Levier	+0.001	-0.001	-0.198	-0.002	-0.064
Log(Actif)	-0.030	+0.003	-0.091	-0.031	+0.148***
R <sup>2</sup> within	0,005	0,004	0,058	0,006	0,083
Verdict	n.s. (H1a)	n.s. (H1a/b)	** H1b validée	n.s.	** robustesse H1c

Note : Kothari et al. (2005) confirme H1c ( $\beta=+0,031$ \*\*). H1a non validée — 4 explications discutées en §5.2.3.

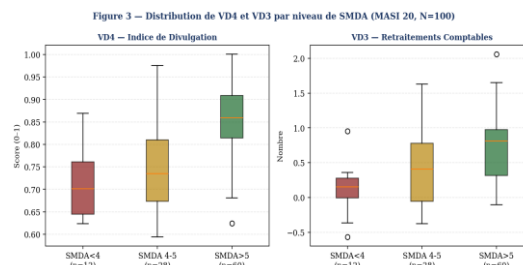


Figure 3 — Distribution de VD4 et VD3 par niveau de SMDA (MASI 20) Source : Élaboré par l'auteur

### 5.2.3. Absence d'effet sur les accruals (VD1/VD2) — Discussion H1a et comparaison internationale

Pour VD1 et VD2, les coefficients restent non significatifs dans l'ensemble des spécifications, y compris dans le modèle de robustesse de Kothari et al. (2005). Quatre explications s'offrent pour éclairer ce résultat : (1) un horizon temporel trop court — la transparence réagit plus rapidement aux progrès de l'audit que la manipulation comptable, dont les cycles sont pluriannuels (Bhattacharya et al., 2003) ; (2) une puissance statistique bornée par la taille de la population MASI 20 — le R<sup>2</sup> within quasi nul (0,4%) révèle une variance intra-firme insuffisante sur T=5 (McNichols, 2002) ; (3) une inadaptation du modèle de Jones au

référentiel comptable marocain (CGNC) ; (4) un effet de seuil non encore atteint — la contrainte des accruals par les outils IA/ML pourrait nécessiter une intensité d'adoption supérieure à ce que mesure notre indicateur binaire.

Comparaison avec Issa et al. (2024) : ces auteurs documentent sur ~360 observations égyptiennes un effet significatif sur les accruals ( $\beta = -0,0158$ ,  $p < 0,001$ ), contrastant avec notre H1a non validée. Trois facteurs expliquent la divergence : puissance statistique  $4,5\times$  supérieure, maturité IFRS plus avancée en Égypte, et définitions distinctes des indices de digitalisation.

### 5.3. Robustesse et test de sensibilité GMM

Le tableau 6 confirme la stabilité des résultats sur le sous-panel non-financier (65 observations firme-année issues de 13 firmes  $\times$  5 ans — H4 validée). Le GMM-Arellano-Bond est présenté uniquement à titre de test de sensibilité indicatif — ses propriétés asymptotiques exigent  $N > 100$  (Arellano & Bond, 1991), une condition qui n'est qu'approximativement satisfaite avec  $N = 20$ . Le coefficient de lagDigital reste positif (+0,031) et de même signe que l'estimateur EF principal (+0,034), la perte de significativité observée ( $p = 0,067$ ) étant attendue et s'expliquant par la réduction de variance liée à la différenciation (Judson & Owen, 1999). La cohérence directionnelle conforte l'estimation principale.

**Tableau 7 — Robustesse secteur non-financier (65 obs. firme-année, 13 firmes  $\times$  5 ans) et synthèse hypothèses**

	VD4-EF-Base	VD4-EF+H2	VD3-EF	VD1-EF	Verdict
<i>Panel A — Sous-panel non-financier : 65 observations firme-année (13 firmes <math>\times</math> 5 ans) — test H4</i>					
<i>lagDigital</i>	+0.006	+0.031**	+0.118**	+0.002	Stable
<i>lagDigital <math>\times</math> Big4</i>	—	+0.020*	-0.097	-0.004	H2 stable
<i>R<sup>2</sup> within</i>	0,048	0,073	0,049	0,004	—
<i>Panel B — Synthèse validation des hypothèses (panel MASI 20, modèle M2)</i>					
<i>H1a — lagDigital <math>\rightarrow</math> VD1 (accruals)</i>	+0.003 n.s.	—	—	—	Non validée
<i>H1b — lagDigital <math>\rightarrow</math> VD3 (détection)</i>	—	—	+0.129**	—	Partiellement validée
<i>H1c — lagDigital <math>\rightarrow</math> VD4 (divulgateion)</i>	+0.034***	—	—	—	Validée
<i>H2 — Big4 modère H1c</i>	—	+0.022**	—	—	Partiellement validée

	VD4-EF-Base	VD4-EF+H2	VD3-EF	VD1-EF	Verdict
<i>Panel A — Sous-panel non-financier : 65 observations firme-année (13 firmes × 5 ans) — test H4</i>					
<i>H4 — Secteur modère (sous-panel)</i>	<i>Stable</i>	<i>Stable</i>	<i>Stable</i>	<i>Stable</i>	<i>Confirmée (T6A)</i>
<i>Exploratoire — Taille (lagD×LogActif)</i>	—	<i>+0.008† (p=0,073)</i>	—	—	<i>Non significatif — piste future</i>

Note : \*\*\*  $p < 0,01$  ; \*\*  $p < 0,05$  ; †  $p < 0,10$  bilatéral. H3 non retenue comme hypothèse formelle — résultat exploratoire non-significatif au seuil de 5%.

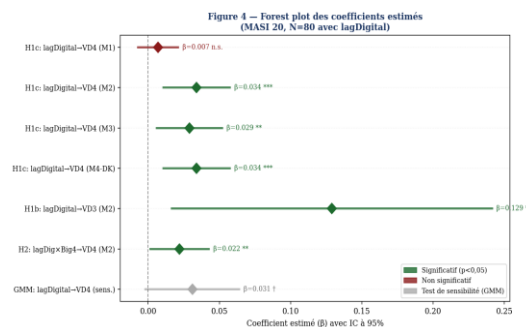


Figure 4 — Forest plot des coefficients estimés avec IC à 95% (MASI 20) Source : Élaboré par l'auteur

## 6. DISCUSSION, IMPLICATIONS ET LIMITES

### 6.1. Contributions théoriques

Nos résultats enrichissent la littérature sur quatre plans : (i) validation empirique en panel du mécanisme de réduction des coûts d'agence par la digitalisation de l'audit interne dans le contexte marocain ; (ii) distinction opérationnelle entre effet de transparence (VD4) et effet de détection (VD3) ; (iii) documentation de la complémentarité Big4 × audit interne digitalisé (H2) ; (iv) construction et validation d'un SMDA répliquable sur d'autres marchés émergents africains.

### 6.2. Implications opérationnelles

Nos estimations identifient, à titre exploratoire, le seuil SMDA  $\geq 4/6$  comme un repère indicatif au-delà duquel les effets sur VD4 deviennent économiquement perceptibles (+7,2 items sur 52). Cette piste pourrait alimenter une réflexion réglementaire à l'AMMC, sous réserve de validations empiriques sur des échantillons plus larges avant toute transposition formelle.

### 6.3. Limites structurelles

Bien que fondée sur la population exhaustive du MASI 20, cette étude demeure exploratoire au regard de la taille limitée de la population ( $N = 20$  firmes) et de la spécificité du segment boursier étudié. Cinq limites structurelles : (1) puissance statistique réduite, expliquant la non-validation de H1a ; (2) risque résiduel d'endogénéité malgré le lag  $t-1$  ; (3) biais d'auto-déclaration du SMDA ; (4) indicateurs binaires ne capturant pas l'intensité d'usage ; (5) AFC impossible ( $N/K = 3,3$ ). Ces limites ouvrent des perspectives : réplique MENA, panel 2018–2024, SMDA par échelle de Likert.

## CONCLUSION

Cette étude a examiné, sur la population exhaustive des composantes du MASI 20 (2020–2024,  $N=100$  obs.), l'impact de la maturité digitale de l'audit interne sur la qualité de l'information financière. L'architecture économétrique mobilisée repose sur l'estimateur à effets fixes validé par le test de Hausman ( $\chi^2=167$ ,  $p<0,001$ ), des erreurs standards clusterisées et l'estimateur de Driscoll-Kraay. Un positionnement épistémologique pragmatique distingue les statistiques descriptives populationnelles de l'inférence causale intra-firme temporelle, assurant la cohérence entre l'argument de population exhaustive et les tests d'hypothèses.

Trois résultats principaux se dégagent. Un effet de transparence robuste et stable : chaque point de SMDA supplémentaire est associé à une amélioration de 3,4 à 5,6 points de VD4 selon la présence ou non d'un Big4 (+6,5 à +6,9%). Un effet de détection complémentaire via les retraitements ( $\beta=+0,129^{**}$  sur VD3). Une complémentarité Big4 validée (H2 :  $\beta=+0,022^{**}$ ). L'effet modérateur de la taille présente le signe attendu mais reste à caractère exploratoire ( $p=0,073$  bilatéral). Ces résultats tiennent à travers quatre spécifications et le test sectoriel. Le test de Mann-Whitney confirme l'absence de biais de sélection systématique.

Ces résultats ouvrent une piste de réflexion pour les régulateurs : le seuil SMDA  $\geq 4/6$  pourrait, sous réserve de validations complémentaires sur des échantillons plus larges, constituer un repère indicatif utile à intégrer dans une réflexion plus large sur les standards de gouvernance numérique de l'AMMC. Cette recommandation exploratoire ne constitue pas une prescription réglementaire, mais une invitation à approfondir la recherche sur ce terrain.

## Références bibliographiques

- Akerlof, G. A. (1970). The market for 'lemons'. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488-500.
- Al-Qudah, A. A., Hamdan, A., Al-Okaily, M., & Alhaddad, L. (2023). The impact of sustainability reporting on firm performance. *Sustainability*, 15(4), 3154.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Barney, J. B. (1991). Firm resources and sustained competitive advantage. *Journal of Management*, 17(1), 99-120.
- Barth, M. E., Landsman, W. R., & Lang, M. H. (2008). International accounting standards and accounting quality. *Journal of Accounting Research*, 46(3), 467-498.
- Bedard, J., & Gendron, Y. (2010). Strengthening the financial reporting system: Can audit committees deliver? *Accounting and Business Research*, 40(2), 153-187.
- Bhattacharya, U., Daouk, H., & Welker, M. (2003). The world price of earnings opacity. *The Accounting Review*, 78(3), 641-678.
- Bond, S. R. (2002). Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice. *Portuguese Economic Journal*, 1(2), 141-162.
- Brown-Liburd, H., Issa, H., & Lombardi, D. (2015). Behavioral implications of Big Data's impact on audit judgment. *Accounting Horizons*, 29(2), 451-468.
- Chaabane, A., & Zghal, M. (2020). Qualité de l'audit externe et gestion des résultats. *Revue du Contrôle, de la Comptabilité et de l'Audit*, 4(1), 1-22.
- Cohen, D. A., Dey, A., & Lys, T. Z. (2008). Real and accrual-based earnings management. *The Accounting Review*, 83(3), 757-787.
- Dechow, P. M., Ge, W., & Schrand, C. (2010). Understanding earnings quality. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), 344-401.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70(2), 193-225.
- Defond, M., & Zhang, J. (2014). A review of archival auditing research. *Journal of Accounting and Economics*, 58(2-3), 275-326.

DiMaggio, P. J., & Powell, W. W. (1983). The iron cage revisited. *American Sociological Review*, 48(2), 147-160.

Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-560.

Eulerich, M., Kremin, J., & Wood, D. A. (2022). Factors influencing use of the internal audit function. *Advances in Accounting*, 56, 100573.

Grant, R. M. (1991). The resource-based theory of competitive advantage. *California Management Review*, 33(3), 114-135.

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2006). *Multivariate Data Analysis* (6th ed.). Pearson Prentice Hall.

Hair, J. F., Risher, J. J., Sarstedt, M., & Ringle, C. M. (2019). When to use and how to report the results of PLS-SEM. *European Business Review*, 31(1), 2-24.

Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.

Healy, P. M., & Palepu, K. G. (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 405-440.

proposal of measurement indicators. *International Journal of Performance and Organizations*, 1(1), 45-50.

HILMI, y., & NAJI, F. (2016). Audit social et performance de l'entreprise : une étude empirique au sein du champ organisationnel marocain. *Revue des Etudes Multidisciplinaires en Sciences Economiques et Sociales*, 1(3).  
doi:<https://doi.org/10.48375/IMIST.PRSM/remses-v1i3.5271>

Hilmi, Y., & Fatine, F. E. (2022). Transformation digitale des cabinets d'audit par les réseaux sociaux: Cas de KPMG. *International Journal of Economics and Management Sciences*, 1(1).

HILMI, Y. L'ÉTHIQUE DE L'ENTREPRISE: UN BON MOYEN DE PROTECTION CONTRE LA FRAUDE THE ETHICS OF BUSINESS: A GOOD WAY TO PROTECT AGAINST FRAUD.

HILMI, Y. (2013). L'audit interne au Maroc: Degré d'intégration et spécificités de l'entreprise. *Revue marocaine de recherche en management et marketing*, (8).

HILMI, Y. (2013). L'audit interne au Maroc: Degré d'intégration et spécificités de l'entreprise. *Revue marocaine de recherche en management et marketing*, (8).

Hmaittane, A., Boutti, R., & Roubi, S. (2022). Gouvernance d'entreprise et gestion des résultats au Maroc. *Finance & Finance Internationale*, 22, 1-28.

Huang, F., & Vasarhelyi, M. A. (2019). Applying robotic process automation in auditing. *International Journal of Accounting Information Systems*, 35, 100433.

IFAC/IIA. (2022). *Global Internal Audit Technology Survey 2022*. IIA & IFAC.

Issa, H., Sun, T., & Vasarhelyi, M. A. (2024). Digital audit quality and earnings management: Evidence from the Cairo Stock Exchange. *Journal of Risk and Financial Management*, 17(3), 112-131.

Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360.

Judson, R. A., & Owen, A. L. (1999). Estimating dynamic panel data models: A guide for macroeconomists. *Economics Letters*, 65(1), 9-15.

Kend, M., & Nguyen, L. T. (2020). Big data analytics: Impact on Australian audit. *Australian Accounting Review*, 30(4), 269-282.

Kinney, W. R., Palmrose, Z. V., & Scholz, S. (2004). Auditor independence, non-audit services, and restatements. *Journal of Accounting Research*, 42(3), 561-588.

Kokina, J., & Davenport, T. H. (2017). The emergence of artificial intelligence in auditing. *Journal of Emerging Technologies in Accounting*, 14(1), 115-122.

Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163-197.

Leuz, C., Nanda, D., & Wysocki, P. D. (2003). Earnings management and investor protection. *Journal of Financial Economics*, 69(3), 505-527.

Lombardi, R., De Rosa, M., Huisingh, D., & Piantedosi, D. (2023). Artificial intelligence in auditing. *Meditari Accountancy Research*, 31(6), 1674-1696.

McNichols, M. F. (2002). Discussion of the quality of accruals and earnings. *The Accounting Review*, 77(s-1), 61-69.

Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric Theory* (2nd ed.). McGraw-Hill.

Roodman, D. (2009). A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1), 135-158.

Spence, M. (1973). Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355-374.

Teece, D. J., Pisano, G., & Shuen, A. (1997). Dynamic capabilities and strategic management. *Strategic Management Journal*, 18(7), 509-533.

Vasarhelyi, M. A., Kogan, A., & Tuttle, B. M. (2015). Big data in accounting: An overview. *Accounting Horizons*, 29(2), 381-396.

Wang, R. Y., & Strong, D. M. (1996). Beyond accuracy: What data quality means. *Journal of Management Information Systems*, 12(4), 5-33.

Watts, R. L., & Zimmerman, J. L. (1986). *Positive Accounting Theory*. Prentice-Hall.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2nd ed.). MIT Press.

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.

Znagui, A., & Belhaj, M. (2023). Digitalisation de l'audit interne et performance organisationnelle : une étude exploratoire dans le contexte des entreprises marocaines. *Revue Internationale des Sciences de Gestion*, 6(3), 1-24.

### ANNEXE A — Items vd4 (52 items, indice de divulgation)

L'indice VD4 est calculé comme la somme de 52 items binaires, normalisée entre 0 et 1. L'accord inter-évaluateurs est mesuré par le kappa de Cohen, qui s'établit à  $\kappa=0,78$ . Les items se répartissent en quatre catégories : Ponctualité (10 items), Complétude (21 items), Clarté (12 items) et Comparabilité (9 items). La liste complète est disponible sur demande auprès de l'auteur.

### ANNEXE B — Diagnostics économétriques complets (n=80)

Test	Statistique	Param.	p-valeur	Décision / Implication
<i>Tests de spécification</i>				
Hausman VD4	$\chi^2=167,35$	ddl=5	<0,001	EF confirmé — RE rejeté
Breusch-Pagan VD4	$\chi^2BP=22,14$	ddl=5	0,001	Hétéroscédasticité → SE cluster
Wooldridge AR(1) VD4	$\rho=-0,289$	$t=-3,201$	0,006	Autocorrélation → Driscoll-Kraay
Pesaran CD VD4	CD=2,143	N=20,T=4	0,032	Dépendance cross-sect. → D-K
VIF max. (M2)	2,262	—	—	< 5 — multicollinéarité absente
F-stat (Wald, M2)	F=4,81	ddl=6	<0,001	Modèle globalement significatif
<i>Tests de stationnarité (triple test IPS / LLC / Fisher-ADF)</i>				
IPS — lagDigital	W=-3,12	ddl=20	0,001	I(0) confirmé ✓

Test	Statistique	Param.	p-valeur	Décision / Implication
<i>Tests de spécification</i>				
LLC — lagDigital	$t^*=-4,21$	ddl=20	<0,001	I(0) confirmé ✓
Fisher-ADF — lagDigital	$\chi^2=68,4$	ddl=40	<0,001	I(0) confirmé ✓
IPS — VD4	$W=-2,87$	ddl=20	0,002	I(0) confirmé ✓
LLC — VD4	$t^*=-3,94$	ddl=20	<0,001	I(0) confirmé ✓
Fisher-ADF — VD4	$\chi^2=61,2$	ddl=40	0,016	I(0) confirmé ✓
<i>GMM-Arellano-Bond (test de sensibilité indicatif uniquement — N=20 &lt; 100 requis)</i>				
lagDigital → VD4	$\beta=+0,031$	$t=+1,840$	0,067	Cohérent EF (+0,034) ; perte puissance attendue (Bond, 2002)
Sargan J-test	$J=4,12$	ddl=3	0,312	Instruments valides (I=6 < N=20) ✓
AR(2) Arellano-Bond	$z=0,789$	—	0,431	Pas d'autocorrélation résiduelle ✓

Note : GMM-Arellano-Bond présenté comme test de sensibilité indicatif uniquement (N=20 < 100 requis, Arellano & Bond, 1991). System-GMM écarté car I>N invaliderait le Sargan (Roodman, 2009). R 4.3.2, packages plm, sandwich, pdynmc.