Revue Française d'Économie et de Gestion
ISSN : 2728- 0128
Volume 7 : Numéro 11

Maturité digitale de l'audit interne et qualité de l'information financière : le rôle médiateur des retraitements correctifs dans une comparaison France-Maroc

Digital Internal Audit Maturity and Financial Reporting Quality: The Mediating Role of Corrective Restatements in a France–Morocco Comparison

CHATI Hamza
Doctorant
Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales Souissi
Université Mohammed V - Maroc
Laboratoire de recherche en management des organisations, droit des affaires et développement durable

ELFADI Lakbira
Professeur chercheur
Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales Souissi
Université Mohammed V - Maroc
Laboratoire de recherche en management des organisations, droit des affaires et développement durable

Date de soumission : 29/09/2026

Date d'acceptation : 01/11/2026

Pour citer cet article :

CHATI. H. & ELFADI. L. (2026) « Maturité digitale de l'audit interne et qualité de l'information financière : le rôle médiateur des retraitements correctifs dans une comparaison France-Maroc », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 11 » pp : 1076- 1108.

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



Résumé

La transformation numérique de l'audit interne modifie l'environnement de surveillance des entreprises, mais ses effets sur la qualité de l'information financière restent peu documentés en perspective internationale. Prolongeant une étude antérieure centrée sur le seul marché marocain (Elfadi & Chati, 2026), cet article adopte une démarche positiviste, hypothético-déductive, pour examiner dans quelle mesure la maturité digitale de l'audit interne (DIAM) est associée à la qualité de l'information financière (qualité des résultats et qualité de la divulgation), dans quelle mesure les retraitements correctifs relaient cette association, et dans quelle mesure elle varie selon l'environnement institutionnel. Sur un panel équilibré de 60 entreprises cotées (40 du CAC 40, 20 du MASI 20 ; 2020-2024), l'estimation à effets fixes et le bootstrap par firme indiquent, pour les entreprises marocaines, une association positive entre la DIAM retardée et la qualité de la divulgation (β=+0,033 ; $p<0,01$), sans association robuste avec les accruals. Cette association est indiscernable de zéro pour les entreprises françaises (différence de pente β=−0,040 ; $p<0,05$ en bootstrap sauvage), écart compatible avec une substitution institutionnelle mais indissociable d'un effet de taille. Le rôle médiateur des retraitements correctifs n'est pas confirmé, l'effet indirect est indiscernable de zéro (IC à 95 % [−0,008 ; +0,002]), une analyse exploratoire portant sur le sous-échantillon des retraitements documentés n'infirme pas ce constat. L'étude documente ainsi une association conditionnelle et en précise les limites, dans un contexte Afrique-Europe peu exploré.

Mots clés : maturité digitale de l'audit interne ; qualité de l'information financière ; retraitements correctifs ; substitution institutionnelle ; comparaison France-Maroc.

Abstract

Digital transformation is reshaping the monitoring environment surrounding internal audit, yet its consequences for financial reporting quality remain little documented in international settings. Building on a prior single-country study of the Moroccan market (Elfadi and Chati, 2026), this paper adopts a positivist, hypothetico-deductive approach to examine to what extent digital internal audit maturity (DIAM) is associated with financial reporting quality (earnings quality and disclosure quality); to what extent corrective restatements relay this association; and to what extent it varies with the institutional environment. Using a balanced panel of 60 listed firms (40 from the CAC 40, 20 from the MASI 20; 2020-2024), fixed-effects estimation and a firm-level bootstrap indicate that, for Moroccan firms, lagged DIAM is positively associated with disclosure quality (β=+0.033; $p<0.01$), with no robust association with accruals. The association is indistinguishable from zero for French firms (slope difference β=−0.040; $p<0.05$ under wild bootstrap), a gap consistent with institutional substitution but not separable from a firm-size effect. The mediating role of corrective restatements is not confirmed: the indirect effect is indistinguishable from zero (95% CI [−0.008; +0.002]), an exploratory analysis of the coded subsample of documented restatements does not contradict this finding. The study thus documents a conditional association and spells out its limits, in an underexplored Africa-Europe setting.

Keywords: digital internal audit maturity; financial reporting quality; corrective restatements; institutional substitution; France-Morocco comparison.

Introduction

La transformation numérique de la fonction d'audit interne modifie en profondeur l'environnement de surveillance des entreprises. Cette évolution devient plus pressante à mesure que les entreprises, dans les marchés développés comme émergents, investissent dans l'intelligence artificielle, l'automatisation robotisée des processus et la surveillance continue des données (IFAC, 2023 ; Lois et al., 2020). Pourtant, les preuves empiriques directes sur ce que ces investissements signifient pour la qualité du reporting financier restent rares, en particulier dans des dispositifs internationaux comparant des environnements institutionnels significativement différents.

Un corpus important de travaux antérieurs relie la composition du conseil d'administration, la qualité de l'audit externe, la protection légale des investisseurs et la concentration actionnariale à la qualité des résultats et à la divulgation (La Porta et al., 1998 ; Fan et Wong, 2002 ; Burgstahler et al., 2006). Les capacités d'audit interne digital occupent une position qualitativement distincte dans le paysage de la gouvernance : lorsque l'échantillonnage périodique cède la place à un contrôle algorithmique quasi exhaustif, l'environnement de surveillance change de nature, avec des répercussions potentielles sur la qualité du reporting qui empruntent des canaux assez différents de ceux étudiés jusqu'ici (Vasarhelyi & Halper, 1991 ; Alles et Gray, 2016). Trois questions restent sans réponse empirique satisfaisante : dans quelle mesure une maturité digitale plus élevée de l'audit interne est-elle associée à la qualité de l'information financière ? Dans quelle mesure cette association transite-t-elle par un mécanisme de reporting identifiable ? Et dans quelle mesure ce mécanisme se comporte-t-il de façon cohérente selon les contextes institutionnels nationaux ?

La problématique de cette recherche s'énonce ainsi : **dans quelle mesure la maturité digitale de l'audit interne est-elle associée à la qualité de l'information financière des sociétés cotées, dans quelle mesure les retraitements correctifs relaient-ils cette association, et dans quelle mesure l'environnement institutionnel (France versus Maroc) la modère-t-il ?**

Le recours à des données officielles publiées par les entreprises pour la construction de la base de donnée, procède à la fois de l'objet et de la méthode. L'objet, d'abord : la maturité digitale de l'audit interne et la qualité de la divulgation sont documentées par les entreprises elles-mêmes dans leurs publications réglementées, ce qui permet une mesure plus homogène et plus vérifiable sur l'ensemble du panel, là où les déclarations des répondants exposent à des biais de désirabilité sociale. La méthode, ensuite : les hypothèses portent sur des associations entre pratiques observées, non sur des perceptions, et l'inférence mobilise des spécifications de panel

(effets fixes, bootstrap en grappes) qui supposent des données annuelles complètes, un questionnaire n'aurait pu couvrir, dans les délais de l'étude, ni les 60 firmes sur cinq ans, ni la profondeur historique nécessaire au décalage des variables. Cette option, courante dans les travaux d'archives en comptabilité, s'accompagne des limites discutées en section 4.4, en particulier l'impossibilité d'observer directement les processus internes d'audit.

Cette formulation inscrit la recherche dans le paradigme positiviste. La démarche est hypothético-déductive, les hypothèses (section 1.4) sont dérivées de cadres théoriques établis (théorie de l'agence, théorie néo-institutionnelle, théorie du signal) puis soumises à un test quantitatif confirmatoire sur un panel de données. Le positivisme est ici « aménagé » au sens où une phase exploratoire a précédé le test, la construction de l'indice de maturité digitale dans l'étude antérieure (Elfadi & Chati, 2026) et l'analyse en composantes principales conduite dans la présente étude.

Cet article prolonge un travail antérieur (Elfadi & Chati, 2026) qui construisait et validait un Score de Maturité Digitale de l'Audit (SMDA) sur le seul échantillon marocain (MASI 20, N=100 observations firme-année), et documentait un effet positif de la maturité digitale sur la divulgation financière et les retraitements comptables, amplifié par la présence d'un auditeur Big4. Cette étude antérieure, de portée exploratoire, appelait explicitement à une réplication sur un périmètre élargi. Nous répondons ici à cet appel de deux façons, en élargissant le panel à 40 entreprises du CAC 40 français, indice regroupant les principales capitalisations cotées à Paris et homologue du MASI 20 marocain, qui regroupe les vingt premières capitalisations cotées à Casablanca, ce qui permet de tester si l'effet documenté au Maroc tient dans un environnement institutionnel structurellement différent, et en testant pour la première fois un mécanisme de transparence corrective reposant sur la fréquence des retraitements, que l'étude initiale n'avait pas isolé par une analyse de médiation.

Ces questions sont traitées au moyen d'un dispositif comparatif portant sur la France et le Maroc entre 2020 et 2024. L'échantillon se concentre sur les indices phares des deux places boursières, le CAC 40 et le MASI 20, dans une logique de firmes-frontières qui assure la comparabilité internationale, garantit une granularité suffisante des informations de gouvernance pour le codage de la DIAM, et met en place un contraste théoriquement motivé entre un environnement d'application externe mature (France) et un environnement en développement actif (Maroc). Les deux marchés partagent des racines de droit civil mais divergent nettement quant à la densité de l'application externe (La Porta et al., 1998), ce qui rend cette comparaison particulièrement adaptée pour tester des effets de substitution institutionnelle.

Nous examinons un mécanisme de transparence corrective comme canal par lequel la DIAM pourrait affecter la qualité du reporting. En nous appuyant sur la taxonomie de Hennes et al. (2008), qui distingue les retraitements liés à des erreurs de ceux liés à des irrégularités, nous formulons l'hypothèse qu'une DIAM plus élevée élargit la capacité diagnostique (chemin a : détection), ce qui augmente la fréquence des corrections proactives de type erreur ; ces corrections renforceraient à leur tour la crédibilité de la divulgation (chemin b : crédibilité ; Spence, 1973). Ce mécanisme compléterait, plutôt qu'il ne remplacerait, le canal disciplinaire conventionnel, son test empirique (section 3.3) est l'un des apports de l'étude, y compris dans son résultat.

L'étude apporte trois contributions à la littérature sur le reporting financier. Premièrement, elle soumet à examen critique un indice de maturité digitale comparable entre pays, en documentant ses limites, structure unidimensionnelle et non-équivalence des items entre la France et le Maroc. Deuxièmement, elle réalise, à notre connaissance, l'un des premiers tests empiriques explicites d'un mécanisme de médiation reliant la maturité digitale de l'audit interne, les retraitements correctifs et la qualité de la divulgation, et montre qu'un lien positif apparent entre retraitements et divulgation disparaît lorsque l'on compare les firmes à elles-mêmes dans le temps. Troisièmement, elle documente une hétérogénéité entre pays dans l'association entre DIAM et divulgation, plus marquée au Maroc qu'en France, et en discute les explications alternatives, dont l'effet de taille, dans un cadre Afrique-Europe inédit (Khanna & Palepu, 2000).

La suite de l'article est organisée comme suit. La première section présente la revue de littérature et les hypothèses. La deuxième expose la méthodologie, en détaillant la démarche d'identification, le protocole de mesure de la DIAM et le choix des indicateurs de qualité de l'information. La troisième présente les résultats, en distinguant ce que les données établissent de ce qui relève de l'interprétation. La quatrième discute ces résultats, les explications alternatives de l'écart France-Maroc et les limites de l'étude. La conclusion dégage les implications et l'agenda de recherche.

1. Revue de littérature et développement des hypothèses

1.1. Capacités d'audit interne digital et information financière

Le modèle d'agence canonique (Jensen & Meckling, 1976) conçoit l'audit interne comme un mécanisme de surveillance délégué dont l'efficacité dépend de l'étendue de la couverture et de la probabilité de détection (Eisenhardt, 1989 ; Watts & Zimmerman, 1990). L'audit conventionnel repose sur l'échantillonnage statistique, qui lie la probabilité de détection à la

couverture de l'échantillon. L'automatisation robotisée des processus, les analyses IA/ML et la surveillance continue des données déplacent substantiellement cette frontière, en permettant un contrôle quasi exhaustif des transactions (Vasarhelyi & Halper, 1991 ; Alles et al., 2006 ; Alles et Gray, 2016 ; IFAC, 2023). Nous employons le terme de maturité digitale de l'audit interne pour désigner le degré auquel ces capacités sont réellement déployées dans les opérations, et non simplement adoptées de manière symbolique ou aspirationnelle (Manita et al., 2020 ; Schiavi et al., 2024). Il convient de préciser que la DIAM, telle qu'opérationnalisée ici, est un construit composite proposé par les auteurs et adapté au contexte de cette étude, et non une échelle internationalement standardisée dont la validité serait déjà établie dans la littérature ; son statut reste à ce stade exploratoire.

Des travaux antérieurs documentent des liens positifs entre la transformation numérique et la qualité du contrôle interne dans les entreprises cotées chinoises (Cheng et al., 2024) et entre la digitalisation de l'audit et la réduction du risque de non-détection (Liang et al., 2025). Les études portant sur la digitalisation de l'audit interne en contextes européen et MENA trouvent des effets hétérogènes qui dépendent en partie des caractéristiques de gouvernance des entreprises (Lois et al., 2020 ; Karimallah et Drissi, 2024 ; Mahouat et al., 2025). Ce qui a jusqu'ici manqué est un test empirique direct des conséquences de la DIAM sur la qualité du reporting et, en particulier, du mécanisme par lequel un tel effet opère réellement, question que notre étude antérieure sur le seul marché marocain avait ouverte sans la trancher par un test de médiation formel.

1.2. Contexte institutionnel et substitution fonctionnelle

La théorie néo-institutionnelle soutient que les mécanismes de gouvernance sont façonnés par, et profondément ancrés dans, les environnements institutionnels qui entourent les organisations (DiMaggio & Powell, 1983 ; Scott, 2001). La thèse des vides institutionnels de Khanna et Palepu (2000) propose une prédiction comparative, là où les réseaux d'application externe sont peu denses, les mécanismes de gouvernance interne procurent des rendements marginaux plus élevés. La Porta et al. (1998) montrent que la densité de l'application varie selon l'origine légale, Fan et Wong (2002) démontrent que le caractère informatif des résultats varie avec la qualité institutionnelle.

La France et le Maroc partagent des racines de droit civil mais occupent des positions très différentes sur le continuum de développement institutionnel. La France opère dans un environnement d'application externe dense, caractérisé par la supervision de l'AMF, les exigences de la CSRD, et une pénétration quasi universelle de l'audit Big Four. L'architecture

réglementaire marocaine évolue activement, l'AMMC a renforcé les exigences de divulgation, et le Plan de développement du marché financier 2023-2027 signale une réforme en cours, mais la densité de l'application externe y reste comparativement faible. Ce contraste génère la prédiction selon laquelle la DIAM devrait présenter des effets marginaux plus importants au Maroc, où les capacités de gouvernance interne comblent un vide fonctionnel réel. Cette prédiction s'aligne avec les résultats récents obtenus sur les marchés émergents, Cheng et al. (2024) constatent des bénéfices amplifiés de la transformation digitale dans des environnements institutionnellement plus ténus en Chine, la littérature sur les marchés africains reste toutefois à documenter plus précisément sur ce point spécifique (voir section 4.4, Limites).

1.3. Le mécanisme de transparence corrective

Une lecture disciplinaire standard de l'audit digital soutient qu'une détection renforcée dissuade la manipulation ex ante des résultats, comprimant ainsi les accruals discrétionnaires. Nous proposons un mécanisme complémentaire, la « transparence corrective », dont la logique emprunte le canal des retraitements. Ce mécanisme repose sur la distinction de Hennes et al. (2008) entre les retraitements pour irrégularité, qui reflètent une manipulation intentionnelle et signalent une défaillance de gouvernance, et les retraitements pour erreur, qui traduisent des erreurs authentiques que le système de surveillance a identifiées et corrigées. Un retraitement pour erreur peut constituer un indice de capacité de détection et de correction, sans exclure pour autant l'existence d'une faiblesse initiale du contrôle préventif.

Le mécanisme de transparence corrective se déploie en deux étapes séquentielles. Chemin a (détection), une DIAM plus élevée élargit la capacité diagnostique, augmentant la fréquence des corrections de type erreur formellement enregistrées. Chemin b (crédibilité) : les retraitements proactifs dans des environnements à forte DIAM signalent aux parties prenantes externes que l'environnement de contrôle est suffisamment robuste pour détecter et corriger ses propres erreurs, ce qui renforce à son tour la crédibilité globale de la divulgation (Spence, 1973 ; Dechow et al., 1995).

Interpréter la fréquence des retraitements exige toutefois de distinguer deux dimensions qui ne se recouvrent pas, la nature du retraitement (erreur ou irrégularité) et son origine (proactive, lorsque l'entreprise l'initie à la suite d'une détection interne ; réactive, lorsqu'il est imposé de l'extérieur par l'auditeur externe, le régulateur ou le marché). Le Tableau 1 résume le signal de gouvernance attendu dans chaque configuration, le lien attendu avec la DIAM et ce que les données d'archives de cette étude permettent d'observer.

Tableau N°1 : Typologie des retraitements et signaux attendus

Type de retraitement	Signal de gouvernance attendu	Lien attendu avec la DIAM	Observable dans cette étude ?
Erreur, origine proactive	Capacité de détection et de correction ; signal de crédibilité (Spence, 1973)	Positif (chemin a), puis effet positif sur la divulgation (chemin b)	Non classé individuellement
Erreur, origine réactive	Faiblesse du contrôle préventif ; correction subie	Ambigu : une DIAM élevée devrait la réduire à terme	Non classé individuellement
Irrégularité	Défaillance de gouvernance, manipulation intentionnelle (Hennes et al., 2008 ; Palmrose et al., 2004)	Négatif attendu (effet dissuasif)	Non classé individuellement
Fréquence agrégée (VD3)	Mélange des trois types	Positif si le canal proactif domine	Oui : nombre annuel de retraitements

Source : Élaboration des auteurs, d'après Hennes et al. (2008), Palmrose et al. (2004) et Spence (1973).

Deux lectures concurrentes d'une association positive entre la DIAM et la fréquence des retraitements (chemin a) sont donc possibles : (i) une meilleure capacité de détection, qui fait apparaître des corrections proactives ; (ii) la présence d'erreurs initiales plus nombreuses, révélée mais non réduite par la DIAM. Ces deux lectures n'ont pas les mêmes implications pour le chemin b. Si la lecture (i) domine, des retraitements plus fréquents devraient être associés à une divulgation de meilleure qualité ($b > 0$) ; si la lecture (ii) domine, ils signaleraient plutôt un reporting de moindre qualité ($b \leq 0$), conformément aux travaux qui associent les retraitements à des réactions de marché défavorables (Palmrose et al., 2004). À défaut d'une classification retraitement par retraitement, indisponible dans les données d'archives mobilisées, le signe de b fournit ainsi un critère empirique indirect de discrimination entre les deux lectures (section 3.3).

1.4. Hypothèses de recherche

Les hypothèses sont formulées dans une logique hypothético-déductive et en termes d'association conditionnelle, non de causalité, conformément à la stratégie d'identification (section 2.1). La Figure 1 en synthétise l'architecture.

H1 prolonge la prédiction disciplinaire standard, une DIAM plus élevée devrait être positivement associée à la qualité des accruals et négativement associée à la gestion des résultats, via une détection plus fine des anomalies (Watts & Zimmerman, 1990 ; Dechow et al., 1995 ; Yunis et al., 2024).

H1. Une DIAM plus élevée (retardée d'une période) est positivement associée à la qualité des accruals et négativement associée à la gestion des résultats.

H2 opérationnalise le mécanisme de transparence corrective :

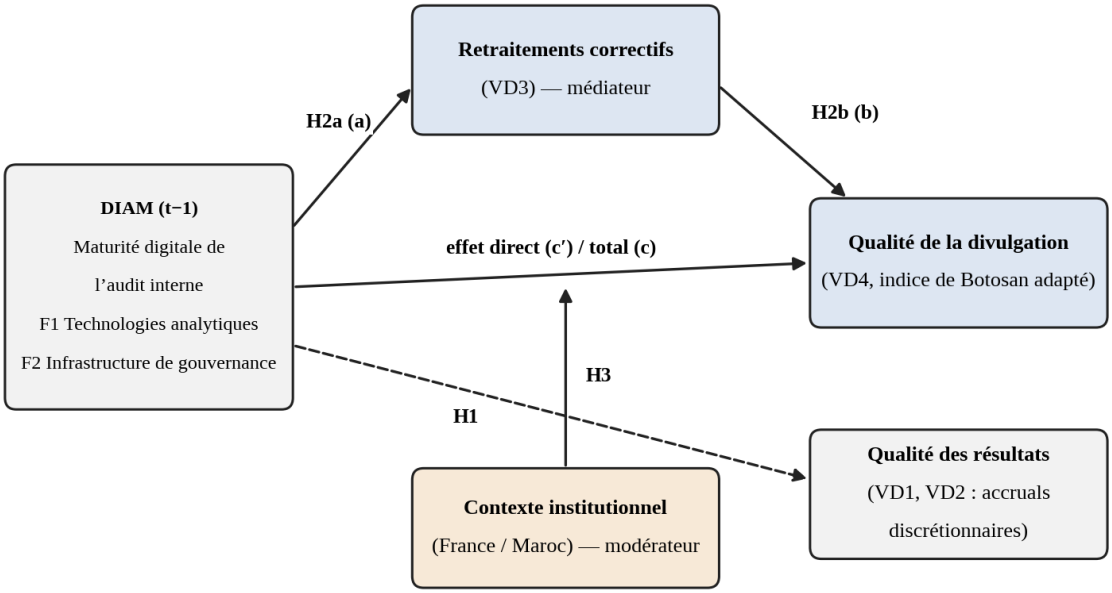
H2a. Une DIAM plus élevée est positivement associée à la fréquence des retraitements correctifs, reflétant une capacité de détection renforcée.

H2b. L'association entre la DIAM et la qualité de la divulgation est partiellement médiatisée par la fréquence des retraitements correctifs.

H3 traduit l'argument de substitution institutionnelle en une prédiction directement testable :

H3. L'association positive entre la DIAM et la qualité de la divulgation est significativement plus forte pour les entreprises marocaines que pour les entreprises françaises, conformément à la substitution institutionnelle.

Figure N°1 : Modèle conceptuel et hypothèses de recherche



Source : Élaboration des auteurs.

2. Méthodologie de la recherche

2.1. Posture épistémologique et stratégie d'identification

La recherche relève du paradigme positiviste, dans sa variante aménagée. Les hypothèses H1 à H3 sont testées de façon confirmatoire et quantitative sur des données d'archives en panel, à la suite d'une phase exploratoire de construction de l'indice. L'unité d'analyse est l'observation firme-année. Plusieurs défis d'identification pèsent sur la relation DIAM-qualité du reporting, causalité inverse, biais de variable omise et hétérogénéité entre firmes. Le Tableau 2 présente les étapes de la démarche empirique, l'objectif de chacune et sa limite principale.

Tableau N°2 : Démarche d'identification empirique : étapes, objectifs et limites

Étape	Méthode	Objectif	Limite principale
1. Mesure	Codage documentaire de la DIAM ; construction de VD1 à VD4 (sections 2.3 et 2.4)	Mesurer les construits de façon reproductible	Chevauchement documentaire possible entre DIAM et divulgation ; indice exploratoire non invariant entre pays
2. Estimation principale	Effets fixes firme ; DIAM retardée d'une période ; erreurs-types clusterisées par firme	Absorber l'hétérogénéité invariante dans le temps ; atténuer la causalité inverse contemporaine	Seules les firmes dont la DIAM varie dans le temps identifient la pente.
3. Inférence robuste	Bootstrap en grappes sauvage restreint (Cameron et al., 2008) ; erreurs-types de Driscoll-Kraay (1998)	Fiabiliser l'inférence avec 60 grappes	Panel court (T=4 après décalage) ; 20 grappes seulement au Maroc
4. Médiation	Bootstrap par firme (5 000 réplications, intervalles percentile), effets fixes appliqués de façon cohérente aux trois chemins (Baron & Kenny, 1986 ; Preacher & Hayes, 2008)	Décomposer l'effet total en effets direct et indirect, avec intervalle pour la part médiatisée	Ordre causal non instrumenté, ratio instable lorsque l'effet total est faible
5. Hétérogénéité	Interactions (taille, niveau initial de divulgation, Big4) et estimations par pays	Éprouver les explications alternatives de l'écart France-Maroc	Variables de propriété, de secteur et de gouvernance non disponibles
6. Robustesse	Variantes de la DIAM, de l'échantillon et des sous-périodes (section 3.5, Tableau 12)	Tester la sensibilité aux choix de mesure et d'échantillon	Sous-périodes de deux observations par firme : faible puissance

Source : Élaboration des auteurs.

Les effets fixes firme absorbent toute hétérogénéité non observée invariante dans le temps, ce qui écarte l'essentiel de l'effet de composition entre firmes, très marqué ici (taille, auditeur, place boursière). Le décalage de la DIAM d'une période impose un ordre temporel qui atténue la causalité inverse contemporaine. Le bootstrap en grappes sauvage (Cameron et al., 2008) et les erreurs-types de Driscoll et Kraay (1998) fournissent une inférence robuste au faible nombre de grappes. En l'absence d'instrument externe crédible, et la méthode des moments généralisés étant mal adaptée aux panels courts (Roodman, 2009), toutes les estimations sont présentées comme des associations conditionnelles prédictives plutôt que comme des effets causaux.

2.2. Échantillon

L'échantillon se compose de 60 entreprises cotées, 40 du CAC 40 et 20 du MASI 20, observées annuellement de 2020 à 2024. Les deux indices sont des référentiels officiels des autorités de marché, constitués sur des critères de capitalisation boursière, de flottant et de liquidité. Restreindre l'attention aux composantes des indices assure la comparabilité internationale, garantit la granularité de l'information de gouvernance requise pour un codage fiable de la DIAM (Betti & Sarens, 2020 ; IFAC, 2023), et est cohérent avec l'hypothèse de substitution institutionnelle. Le coût reconnu est une compression de la variance de la DIAM (moyenne = 5,10 sur 6), 24 des 60 firmes (16 françaises et 8 marocaines) n'ont aucune variation de DIAM sur la période, de sorte que les estimations à effets fixes reposent sur 36 firmes, dont 24 françaises et 12 marocaines. Deux tailles d'échantillon sont utilisées, N=300 (panel descriptif complet, 60 firmes × 5 ans) et N=240 (panel de régression, après le décalage d'une période de la DIAM). Les actifs totaux sont exprimés en millions d'euros pour l'ensemble des entreprises, et les variables continues sont winsorisées aux 1er et 99e centiles.

2.3. Mesure de la maturité digitale de l'audit interne (DIAM)

Protocole de codage. L'indice DIAM est un composite à six points qui note le déploiement opérationnel documenté de : (1) l'automatisation robotisée des processus ; (2) l'intelligence artificielle et le machine learning ; (3) les analyses de big data ; (4) les plateformes d'audit digital collaboratives ; (5) le reporting digital et la surveillance continue ; et (6) la gouvernance des données. Le codage porte, pour chaque entreprise et chaque exercice, sur les documents publiés par l'entreprise, rapport annuel ou document d'enregistrement universel, rapport de gouvernance et sections consacrées au contrôle interne, à la gestion des risques et à l'audit interne. Chaque item est codé 1 lorsque le document établit un usage opérationnel avéré de la technologie concernée (outil, périmètre de déploiement ou processus d'audit visé), et 0 lorsque la technologie est absente ou n'apparaît que comme intention, projet ou orientation stratégique : les intentions déclarées ne suffisent pas. Le score DIAM, compris entre 0 et 6, est la somme des six items. Le Tableau 3 présente la grille de codage et la prévalence de chaque item par pays.

Tableau N°3 : Grille de codage de la DIAM et prévalence des items

Item	Critère de codage à 1 (preuve d'usage opérationnel)	Cas codés 0	Prévalence France / Maroc
(1) Automatisation robotisée des processus (RPA)	Robots logiciels déployés dans des tâches d'audit ou de contrôle (tests de contrôles, rapprochements, collecte de preuves)	Projet pilote annoncé ; mention générique de « l'automatisation »	62 % / 96 %
(2) IA / apprentissage automatique	Modèles analytiques utilisés dans les travaux d'audit (détection d'anomalies, notation des risques)	Ambition stratégique en matière d'IA sans lien avec l'audit interne	91 % / 58 %
(3) Analyses de big data	Analyse de populations complètes de transactions ou exploitation de grands volumes de données dans les missions	Recours aux seuls tableurs ou à l'échantillonnage statistique classique	86 % / 78 %
(4) Plateformes d'audit digital collaboratives	Plateforme partagée de gestion des missions, constats et plans d'action utilisée par l'audit interne	Outils bureautiques usuels, messagerie	92 % / 95 %
(5) Reporting digital et surveillance continue	Tableaux de bord ou dispositifs de surveillance continue alimentant l'audit interne ou le comité d'audit	Reporting périodique manuel ; reporting financier externe	90 % / 85 %
(6) Gouvernance des données	Politique, rôles ou référentiel de qualité et de sécurité des données encadrant les outils d'audit	Mention générique de conformité sans lien avec les données d'audit	92 % / 95 %

Source : Élaboration des auteurs ; prévalences calculées sur les 300 observations.

Validation de l'indice. La validation repose sur cinq éléments, dont les résultats sont présentés avec leurs limites. (i) Un double codage donne une fiabilité inter-codeurs de κ de Cohen = 0,82, au-dessus du seuil de 0,75 recommandé par Fleiss (1981). (ii) Les corrélations item-score sont toutes positives (Tableau 7). (iii) Une analyse en composantes principales sur les six items livre des valeurs propres de 1,785, 1,194 et 1,049. L'analyse parallèle de Horn (1965), fondée sur 1 000 simulations, donne des seuils au 95e centile de 1,279, 1,153 et 1,072. Une composante dominante est donc clairement retenue, la deuxième étant à peine supérieure à son seuil et la troisième inférieure. (iv) La partition en deux dimensions (Technologies Analytiques, Infrastructure de Gouvernance) n'est pas confirmée, l'affectation des items après rotation Varimax est instable, et une analyse factorielle confirmatoire indicative (maximum de vraisemblance, items binaires traités comme continus) ajuste mal le modèle à deux facteurs (CFI = 0,78 ; RMSEA = 0,11), avec des facteurs pratiquement non corrélés. (v) La fiabilité est

faible selon le KR-20 (0,49) mais correcte selon l'indice ω d'un modèle à un facteur sur corrélations tétrachoriques (0,81). La DIAM est donc traitée comme un indice composite unidimensionnel, exploratoire, de nature formative (Diamantopoulos & Winklhofer, 2001), l'homogénéité interne n'est pas une exigence d'un indice formatif, et les statistiques ci-dessus sont descriptives.

Équivalence entre pays. À score moyen quasi identique (5,12 en France contre 5,07 au Maroc), les profils d'items diffèrent fortement (Tableau 3), l'automatisation robotisée est plus fréquente au Maroc (96 % contre 62 %), l'IA et le machine learning le sont davantage en France (91 % contre 58 %). Un test de fonctionnement différentiel des items (régression logistique, rapport de vraisemblance) est significatif pour ces deux items ($p<0,001$) et pour le big data ($p=0,03$). Les matrices de corrélations tétrachoriques des deux pays sont presque non corrélées entre elles ($r=0,14$). L'égalité des moyennes ne suffit donc pas à établir que l'indice mesure le même construit dans les deux contextes (Vandenberg & Lance, 2000), un test formel d'invariance, que la taille du panel ne permet pas, reste nécessaire, et la comparaison France-Maroc est interprétée en conséquence.

Risque de circularité documentaire. La DIAM et l'indice de divulgation (VD4, section 2.4) sont tous deux codés à partir de documents publiés par les entreprises, et un chevauchement partiel entre certains items n'est pas exclu. Si un même élément de communication digitale contribuait aux deux scores, l'association estimée intégrerait mécaniquement une composante de circularité. Le retrait de l'item « reporting digital », le plus proche thématiquement de la divulgation, atténue les résultats (section 3.5) sans les annuler, mais la base ne permet qu'un contrôle partiel, faute de détail item par item de l'indice de divulgation.

2.4. Mesure de la qualité de l'information financière

La qualité de l'information financière est un construit multidimensionnel (Healy & Palepu, 2001 ; Dechow et al., 2010). Nous en retenons deux dimensions qu'il convient de ne pas confondre : (a) la qualité des résultats comptables, appréhendée par les accruals (VD1, signés ; VD2, en valeur absolue), mesurés comme les accruals totaux issus du fonds de roulement rapportés à l'actif total retardé ; (b) la qualité de la divulgation, appréhendée par un indice d'information publiée (VD4), adapté de Botosan (1997). La fréquence des retraitements (VD3) n'est pas un indicateur de qualité en soi, elle joue le rôle de variable médiatrice, et son interprétation est discutée en section 1.3. Le Tableau 4 justifie le choix de chaque indicateur et en précise la limite.

Tableau N°4 : Indicateurs de qualité de l'information financière : justification et limites

Construit	Indicateur	Ce qu'il capture	Raison du choix	Limite
Qualité des résultats	VD1 : accruals totaux signés / actif(t−1)	Sens de la discrétion comptable (Dechow et al., 1995)	Calculable pour toutes les firmes, l'estimation d'un modèle de Jones par secteur et année est impraticable avec 60 firmes	Mesure fruste, mélange composantes discrétionnaire et non discrétionnaire, référentiels IFRS et CGNC
Qualité des résultats	VD2 : valeur absolue de VD1	Ampleur de la discrétion, quel qu'en soit le sens	Capte la gestion des résultats à la hausse comme à la baisse	Mêmes limites que VD1
Qualité de la divulgation	VD4 : indice d'information publiée sur 20 points, normalisé de 0 à 1	Étendue de l'information publiée	Éléments comparables sous IFRS et CGNC, donc entre pays	Mesure l'étendue, non l'exactitude ; borné à 1 (41 % des observations françaises au plafond) ; chevauchement possible avec la DIAM
Mécanisme (médiateur)	VD3 : nombre annuel de retraitements	Corrections formellement enregistrées	Seule trace observable d'une correction ex post dans les données d'archives	Fréquence ambiguë ; nature (norme, périmètre, erreur) et origine non classées

Source : Élaboration des auteurs.

Cette distinction commande la portée des conclusions, les résultats de l'article portent principalement sur la qualité de la divulgation, et l'absence d'association robuste avec les accruals (section 3.2) interdit d'étendre la conclusion à la qualité globale de l'information financière. Nous employons « qualité de l'information financière » comme terme générique de cadrage, et « qualité de la divulgation » ou « qualité des résultats » pour tout énoncé empirique.

2.5. Variables et spécification économétrique

Les mesures de qualité de l'information sont VD1, VD2, VD3 et VD4 sert de variable médiatrice. Les variables de contrôle sont Log(Actif), Levier, Big4 et Changement d'auditeur. La spécification de base est :

$$QIF(i,t) = \alpha(i) + \beta_1 \cdot DIAM(i,t-1) + \beta_2 \cdot [DIAM(i,t-1) \times France(i)] + \gamma' \cdot Contrôles(i,t) + \varepsilon(i,t)$$

La variable France, invariante dans le temps pour chaque firme, est absorbée par l'effet fixe firme α(i), seul le terme d'interaction est donc identifié, et il mesure une différence de pente

entre les deux sous-échantillons plutôt qu'un effet de niveau institutionnel national. Dans cette spécification, β_1 est la pente de la DIAM pour le groupe de référence (France = 0, soit les entreprises marocaines) et $\beta_1+\beta_2$ la pente pour les entreprises françaises. La médiation est estimée avec les mêmes effets fixes pour les trois chemins (a : DIAM → retraitements ; b : retraitements → divulgation, à DIAM constante ; c : effet total), et l'intervalle de confiance de la part médiatisée est obtenu par bootstrap sur les firmes.

3. Résultats empiriques

Chaque sous-section distingue ce que les estimations établissent statistiquement de l'interprétation théorique que les auteurs en proposent, laquelle n'est pas testée directement. La section 3.6 en propose une synthèse par hypothèse.

3.1. Statistiques descriptives

Le Tableau 5 présente les statistiques descriptives (N=300). Le score DIAM est quasiment identique en France et au Maroc (5,12 contre 5,07 ; t=0,37 ; p=0,71), ce qui écarte un simple écart de niveau de digitalisation entre pays mais, on l'a vu, ne garantit pas l'équivalence de l'indice (section 2.3). La qualité de la divulgation est plus élevée en France (0,865 contre 0,806 ; t=2,94 ; p<0,01) et les retraitements y sont plus fréquents (0,670 contre 0,500 ; p=0,016). Les accruals totaux sont plus faibles en valeur absolue en France (0,045 contre 0,062 ; p<0,001), ce qui va dans le sens d'une discrétion comptable moindre dans l'environnement d'application externe le plus dense (Tableau 6).

Tableau N°5 : Statistiques descriptives (N=300, après winsorisation 1 %–99 %)

Variable	N	Moy.	É.-T.	Min	Max	Médiane
Score Digital (DIAM, 0-6)	300	5,103	1,115	0,000	6,000	5,000
Score Digital retardé (t−1)	240	5,050	1,160	0,000	6,000	5,000
Accruals totaux signés (VD1)	300	−0,041	0,042	−0,151	0,176	−0,046
Accruals totaux en valeur absolue (VD2)	300	0,051	0,035	0,000	0,206	0,048
Retraitements (VD3)	300	0,613	0,642	0,000	3,010	1,000
Qualité de la divulgation (VD4)	300	0,845	0,174	0,250	1,000	0,900
Levier	300	0,724	1,977	0,028	16,024	0,500
Log(Actif)	300	9,644	2,392	4,372	14,784	10,592
Big4	300	0,857	0,351	0	1	1
Changement d'auditeur (0/1)	300	0,163	0,370	0	1	0
France	300	0,667	0,472	0	1	1

Source : calculs des auteurs à partir des rapports annuels et bases de données financières, panel 2020-2024.

Notes : Après correction des unités de deux entreprises (section 2.1).

Tableau N°6 : Comparaison France-Maroc (test t de Welch bilatéral)

Variable	Moy. FR	É.-T. FR	Moy. MA	É.-T. MA	Diff.	t	p	Sig.
Score Digital	5,120	1,128	5,070	1,094	0,050	0,37	0,712	
Accruals (VD1)	−0,031	0,046	−0,061	0,026	0,030	7,26	<0,001	
EM Score (VD2)	0,045	0,035	0,062	0,030	−0,018	−4,51	<0,001	
Retraitements (VD3)	0,670	0,696	0,500	0,503	0,170	2,42	0,016	
Divulgation (VD4)	0,865	0,180	0,806	0,155	0,059	2,94	0,004	
Levier	0,775	2,416	0,623	0,225	0,153	0,89	0,377	
Log(Actif)	10,898	1,624	7,137	1,565	3,760	19,37	<0,001	
Big4	1,000	0,000	0,570	0,498	0,430	8,64	<0,001	
Changement d'auditeur	0,120	0,326	0,250	0,435	−0,130	−2,64	0,009	

Source : calculs des auteurs.

Notes : * p<0,10 ; ** p<0,05 ; *** p<0,01. France = 40 firmes × 5 ans ; Maroc = 20 firmes × 5 ans.

Quatre caractéristiques de ces statistiques conditionnent la lecture des résultats. L'indice de divulgation est borné à 1 et 41 % des observations françaises l'atteignent (15 % au Maroc), ce qui réduit mécaniquement la marge de progression des entreprises françaises. Toutes les entreprises françaises ont un auditeur Big4 (Tableau 6), ce qui interdit d'identifier un effet modérateur du Big4 au sein de ce sous-échantillon. L'écart de taille entre les deux pays est considérable (Log(Actif) de 10,90 contre 7,14), ce qui rend la taille difficile à distinguer de l'appartenance nationale. Enfin, le levier est égal à 0,5 pour 47,5 % des observations françaises, ce qui invite à la prudence sur ce contrôle.

Tableau N°7 : Structure de l'indice DIAM : corrélations, saturation et équivalence entre pays

Item digital	r avec score total	Saturation (1 facteur)	Prévalence FR / MA	p (fonct. différentiel)
RPA (automatisation)	0,523	0,46	62 % / 96 %	<0,001
IA / Machine Learning	0,608	0,69	91 % / 58 %	<0,001
Big Data Analytics	0,673	0,80	86 % / 78 %	0,032
Outils collaboratifs	0,543	0,79	92 % / 95 %	0,184
Reporting digital	0,440	0,53	90 % / 85 %	0,248
Gouvernance des données	0,405	0,57	92 % / 95 %	0,219

Source : calculs des auteurs.

Notes : Valeurs propres de l'ACP : 1,785 ; 1,194 ; 1,049 (seuils de l'analyse parallèle au 95e centile : 1,279 ; 1,153 ; 1,072). KR-20 = 0,49 ; ω = 0,81 (un facteur, corrélations tétrachoriques). Saturations issues de corrélations tétrachoriques.

3.2. H1 et H2a : accruals et retraitements

Ce que les données établissent. Le Tableau 8 présente les estimations pour VD1 et VD2. Dans le modèle de base (M1), la DIAM retardée est associée à des accruals totaux plus faibles en valeur absolue (VD2 : −0,0039 ; t=−2,11) et marginalement à des accruals signés plus élevés (VD1 : +0,0036 ; t=1,90), ce qui va dans le sens de H1. Cette association disparaît dès que la pente est autorisée à différer entre pays (M2 à M4 : aucun coefficient significatif). H1 n'est donc soutenue que faiblement et de façon non robuste. Pour H2a (Tableau 9), la DIAM retardée est positivement associée à la fréquence des retraitements dans les spécifications avec interaction (M2 : +0,128 ; M3 : +0,135 ; M4 : +0,128), mais non dans le modèle de base (M1 : +0,054 ; t=1,61). Comme ce coefficient est la pente du groupe de référence (Maroc), le soutien à H2a est conditionnel à ce groupe, et il n'est pas robuste au bootstrap sauvage (p=0,062). Le terme d'interaction n'est pas significatif (p=0,17).

Tableau N°8 : Régressions à effets fixes : VD1 (accruals signés) et VD2 (accruals en valeur absolue)

Variable	VD1 – M1	VD1 – M2	VD2 – M1	VD2 – M2
DIAM(t−1)	+0,0036* (1,90)	+0,0025 (0,66)	−0,0039** (−2,11)	−0,0020 (−0,60)
DIAM(t−1) × France	—	+0,0017 (0,39)	—	−0,0027 (−0,68)
Levier	−0,0133 (−0,38)	−0,0144 (−0,41)	+0,0472** (2,10)	+0,0490** (2,18)
Log(Actif)	−0,0144* (−1,69)	−0,0138 (−1,59)	+0,0081 (1,20)	+0,0071 (1,04)
Big4	+0,0002 (0,03)	+0,0001 (0,02)	+0,0021 (0,37)	+0,0022 (0,40)
Changement d'auditeur	+0,0056 (1,30)	+0,0056 (1,29)	+0,0021 (0,53)	+0,0021 (0,53)
N observations	240	240	240	240
N firmes	60	60	60	60
R^2 within	0,0326	0,0333	0,0330	0,0349

Source : calculs des auteurs.

Notes : t-statistiques entre parenthèses, erreurs-types clusterisées par firme (60 grappes). *** p<0,01 ; ** p<0,05 ; * p<0,10.

Tableau N°9 : Régression à effets fixes : VD3 (retraitements)

Variable	M1 – Base	M2 – Interaction	M3 – Année	M4 – Driscoll-Kraay
DIAM(t−1)	+0,0544 (1,61)	+0,1280** (2,25)	+0,1348** (2,39)	+0,1280** (2,04)
DIAM(t−1) × France	—	−0,1078 (−1,55)	−0,1007 (−1,46)	−0,1078* (−1,77)
Levier	−0,2844 (−0,78)	−0,2128 (−0,58)	−0,3529 (−1,17)	−0,2128 (−0,47)
Log(Actif)	−0,0298 (−0,40)	−0,0689 (−0,67)	+0,1394 (0,97)	−0,0689 (−0,46)
Big4	+0,0361 (0,29)	+0,0399 (0,31)	+0,0390 (0,30)	+0,0399 (0,52)
Changement d'auditeur	+0,0945 (1,51)	+0,0950 (1,55)	+0,0928 (1,58)	+0,0950*** (4,12)
N observations	240	240	240	240
N firmes	60	60	60	60
R^2 within	0,0399	0,0559	0,0858	0,0559
Effets fixes année	Non	Non	Oui	Non

Source : calculs des auteurs.

Notes : t-statistiques entre parenthèses. M4 : erreurs-types de Driscoll-Kraay. *** p<0,01 ; ** p<0,05 ; * p<0,10.

Interprétation proposée. L'absence d'association robuste avec les accruals est compatible avec un fonctionnement de la DIAM par un canal de transparence plutôt que disciplinaire, les entreprises « frontières » de l'échantillon sont déjà soumises à une surveillance externe intensive (AMF et CSRD en France, AMMC au Maroc), qui a pu comprimer l'espace disponible pour la gestion des résultats. Cette lecture est une conjecture compatible avec les résultats, les accruals totaux sont une mesure fruste de la discrétion (Tableau 4) et un coefficient non significatif ne prouve pas l'absence d'effet (section 4.1).

3.3. H2b : médiation par la transparence corrective

Ce que les données établissent. Le Tableau 10 présente la médiation estimée avec des effets fixes cohérents sur les trois chemins, selon le cadre d'analyse de Baron et Kenny (1986) et les intervalles bootstrap de Preacher et Hayes (2008). Le chemin a est positif (+0,128), mais le chemin b, c'est-à-dire l'effet des retraitements sur la divulgation à DIAM constante, est nul (−0,009, IC [−0,040 ; +0,018]). L'effet indirect (−0,0012) est donc indiscernable de zéro (IC [−0,0075 ; +0,0020]), alors que l'effet direct (+0,035) reste pratiquement égal à l'effet total (+0,033). La part médiatisée est estimée à −3,5 % avec un intervalle de −27,8 % à 10,6 %, elle sort de l'intervalle [0 ; 1] dans 76 % des réplications. H2b n'est donc pas soutenue, la DIAM est associée à une divulgation de meilleure qualité, mais pas par le canal de la fréquence des retraitements, au sens d'une médiation intra-firme.

Tableau N°10 : Médiation par bootstrap : le canal des retraitements

Composante	Estimation	IC bootstrap 95 % (percentile)
Chemin a : DIAM(t−1) → Retraitements	+0,128	[+0,019 ; +0,270]
Chemin b : Retraitements → Divulgation (DIAM constante)	−0,009	[−0,040 ; +0,018]
Effet indirect (a × b)	−0,0012	[−0,0075 ; +0,0020]
Effet direct (c′)	+0,035	[+0,004 ; +0,059]
Effet total (c)	+0,033	[+0,004 ; +0,058]
Part médiatisée (indirect / total)	−3,5 %	[−27,8 % ; 10,6 %]

Source : calculs des auteurs.

Notes : 5 000 réplications bootstrap par firme (60 grappes) ; effets fixes firme, contrôles identiques aux Tableaux 9 et 11. Les coefficients a et c sont les pentes du groupe de référence (Maroc).

Pourquoi l'association entre retraitements et divulgation est trompeuse. La corrélation entre VD3 et VD4 vaut 0,61 entre firmes mais 0,01 au sein des firmes. Estimé sans effets fixes (MCO empilé), le chemin b est positif (+0,124), mais cette estimation reflète la variation entre firmes, c'est-à-dire des différences de taille et de profil (les grandes firmes retraitent et divulguent davantage), non un mécanisme dynamique. L'effet indirect correspondant (+0,007, IC [−0,007 ; +0,025]) n'est pas non plus distinguable de zéro.

Typologie des retraitements et décomposition du canal (analyse exploratoire). Les retraitements agrégés par la VD3 sont de nature hétérogène. En mobilisant les notes de codage documentaires (rapports annuels, documents d'enregistrement universel et rapports des commissaires aux comptes), vingt-trois firmes-années à retraitement ont pu être codées selon leur nature et leur origine (Tableau 10a), dix-neuf d'entre elles figurent dans le panel estimé (16 retraitements normatifs ou de périmètre, 3 réactifs), sur les 131 observations à retraitement de ce panel. La typologie distingue les retraitements normatifs ou de périmètre, application d'une nouvelle norme (IFRS 15, 16, 17 ; IAS 29), variation du périmètre de consolidation, reclassement ou retraitement de comparabilité, décidés par la direction indépendamment de toute détection interne, des retraitements réactifs, qui corrigent une erreur ou une anomalie signalée (correction d'erreur explicite, anomalies de classement relevées par le commissaire aux comptes). La médiation est décomposée selon ces deux types, avec la même spécification que le Tableau 10 (Tableau 10b et Figure N°2). Aucun des deux canaux ne produit d'effet indirect discernable de zéro, cette analyse confirme, sur le sous-échantillon codé, la non-médiation établie au Tableau 10, mais compte tenu de la faible couverture du codage (19 événements sur 131) elle n'a pas la

puissance suffisante pour la renforcer. Les retraitements normatifs ou de périmètre relèvent de la comparabilité comptable et n'ont, en soi, aucune raison d'être lus comme des signaux de transparence corrective, ce qui est cohérent avec leur chemin b proche de zéro.

Tableau N°10a : Codage de la nature et de l'origine des retraitements documentés (23 firmes-années, dont 19 dans le panel estimé)

Entreprise	Année	Pays	Nature	Origine	Justification (note de codage source)
ACCOR SA	2020	France	Norme IFRS	Normative	Chiffres restatés pour l'application d'IFRS 15
ACCOR SA	2022	France	Périmètre	Normative	Retraitement lié aux actifs AccorInvest
ACCOR SA	2023	France	Périmètre	Normative	Acquisitions (Paris Society) et ajustements post-cession
ACCOR SA	2024	France	Périmètre	Normative	Nombreuses variations de périmètre (Rikas, cession Accor Vacation Club)
BNP Paribas SA	2021	France	Norme IFRS	Normative	2020 retraité selon IFRS 5 (CFO et PNB)
BNP Paribas SA	2022	France	Norme IFRS	Normative	Chiffres 2021 retraités selon IFRS 17 et IFRS 9 (URD 2023)
BNP Paribas SA	2023	France	Comparabilité	Normative	Cohérence PNB publié / retraité
Danone SE	2020	France	Norme IFRS	Normative	Changements de périmètre et application d'IAS 29
Danone SE	2021	France	Périmètre	Normative	Cession Mengniu, acquisition Follow Your Heart
ENGIE	2021	France	Norme IFRS	Normative	IFRS 5 : Equans classé en activités abandonnées
Orange	2024	France	Périmètre	Normative	Sortie de l'Espagne du périmètre de consolidation intégrale
Société Générale	2020	France	Comparabilité	Normative	Retraitements des chiffres 2019 et 2020
Société Générale	2021	France	Comparabilité	Normative	Résultat net 2021 publié vs chiffre retraité utilisé dans le CFS 2022
Société Générale	2022	France	Correction d'erreur	Réactive	Correction d'erreur de 139 M€
Stellantis N.V.	2020	France	Périmètre	Normative	Fusion FCA-PSA et reclassement de Faurecia comme activité abandonnée
Stellantis N.V.	2021	France	Périmètre	Normative	Année de fusion (FCA-PSA), forte augmentation du périmètre

Thales	2023	France	Norme IFRS	Normative	Transfert des engagements de retraite britanniques à Rothesay
Alliances	2022	Maroc	Périmètre	Normative	Sortie du périmètre d'Alliances International (liquidation)
BCP	2022	Maroc	Norme IFRS	Normative	Transformation du modèle d'assurance avec la convergence IFRS 17
CMGP Group	2022	Maroc	Reclassement	Normative	Reclassements significatifs des droits d'utilisation (IFRS 16)
CMGP Group	2023	Maroc	Périmètre	Normative	Ajustements du périmètre de consolidation (entrée de CMGP Africa)
TGCC	2022	Maroc	Reclassement	Réactive	Anomalies de reclassement de dettes signalées dans le rapport 2023
TGCC	2023	Maroc	Reclassement	Réactive	Reclassement des dettes de crédit-bail (rapport CAC 2024)

Source : élaboration des auteurs, à partir des notes de codage documentaires de la base d'étude.

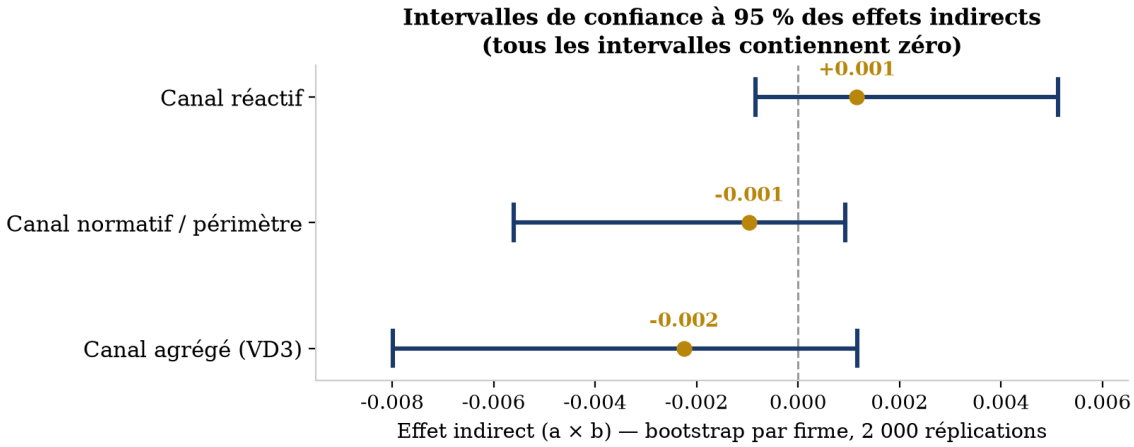
Tableau N°10b : Décomposition exploratoire de la médiation par type de retraitement (spécification du Tableau 10)

Chemin estimé	Coefficient	É.-T. / IC bootstrap 95 %	t	Sig.
a : DIAM(t−1) → retraitement normatif / périmètre	+0,0449	0,0486	+0,92	n.s.
a : DIAM(t−1) → retraitement réactif	−0,0179	0,0194	−0,92	n.s.
a : DIAM(t−1) → VD3 agrégé (Tableau 10)	+0,1280	0,0569	+2,25	p < 0,05
b : retraitement normatif / périmètre → VD4	−0,0170	0,0172	−0,99	n.s.
b : retraitement réactif → VD4	−0,0789	0,0592	−1,33	n.s.
b : VD3 agrégé → VD4 (Tableau 10)	−0,0092	0,0141	−0,65	n.s.
c′ : DIAM(t−1) → VD4 (effet direct, modèle décomposé)	+0,0332	0,0123	+2,71	p < 0,01
c : DIAM(t−1) → VD4 (effet total, Tableau 10)	+0,0334	0,0117	+2,85	p < 0,01
Effet indirect via le canal normatif / périmètre (a×b)	−0,00076	IC 95 % [−0,0056 ; +0,0009]	—	n.s.
Effet indirect via le canal réactif (a×b)	+0,00141	IC 95 % [−0,0008 ; +0,0051]	—	n.s.

Notes : analyse exploratoire portant sur les dix-neuf firmes-années codées du panel estimé (16 retraitements normatifs ou de périmètre, 3 réactifs) parmi les 131 observations à retraitement, spécification identique au Tableau 10 (effets fixes firme, interaction DIAM × France, contrôles

identiques), erreurs-types clusterisées par firme, DIAM retardée d'une période. Effets indirects, bootstrap par firme, 2 000 réplications, intervalles percentiles. Les trois intervalles de la Figure N°2 contiennent zéro. Compte tenu de la couverture partielle du codage et du nombre d'événements par type, ce tableau ne permet pas de conclure à une médiation par type ni d'interpréter le coefficient du canal réactif. Source : calculs des auteurs.

Figure N°2 : Intervalles de confiance à 95 % des effets indirects de la médiation (bootstrap par firme, 2 000 réplications)



Source : calculs des auteurs.

Interprétation proposée. Le chemin a est compatible avec un volet détection, la DIAM serait associée à davantage de retraitements formellement enregistrés. Mais une fréquence plus élevée de retraitements peut tout autant refléter des erreurs initiales plus nombreuses que des corrections proactives, et les notes de la base suggèrent que beaucoup de retraitements recensés sont des retraitements de comparatifs liés à des changements de norme (IFRS 15, IFRS 17) ou de périmètre (IFRS 5), et non des corrections d'erreurs. Le mécanisme de transparence corrective, tel que formulé en section 1.3, reste donc une hypothèse théorique que la mesure actuelle des retraitements ne permet pas d'établir, il constitue une piste de recherche plutôt qu'un résultat (section 4.3).

3.4. H3 : hétérogénéité institutionnelle

Ce que les données établissent. Le Tableau 11 présente les estimations pour la qualité de la divulgation (VD4). DIAM(t−1) est positive et significative pour les entreprises marocaines (M2 : +0,0334 ; t=2,85), tandis que le terme d'interaction est négatif et significatif (−0,0397 ; t=−2,82), ce qui indique une pente atténuée pour les entreprises françaises. La pente nette française (−0,0063) est indiscernable de zéro. Le schéma persiste avec effets fixes année (M3) et erreurs-types de Driscoll-Kraay (M4). Sous bootstrap en grappes sauvage, l'interaction reste significative (p=0,027) alors que la pente marocaine elle-même est à la limite de la

significativité (p=0,067). Dans le modèle de base (M1), l'effet moyen de la DIAM n'est pas significatif (+0,0063 ; t=0,91), l'association est portée par le sous-échantillon marocain, et seules 12 firmes marocaines présentent une variation de DIAM dans le temps.

Tableau N°11 : Régression à effets fixes : VD4 (qualité de la divulgation)

Variable	M1 – Base	M2 – Interaction	M3 – Année	M4 – Driscoll-Kraay
DIAM(t−1)	+0,0063 (0,91)	+0,0334*** (2,85)	+0,0287** (2,56)	+0,0334*** (3,09)
DIAM(t−1) × France	—	−0,0397*** (−2,82)	−0,0413*** (−2,91)	−0,0397** (−2,51)
Levier	−0,1027* (−1,84)	−0,0764 (−1,39)	−0,0285 (−0,44)	−0,0764 (−0,85)
Log(Actif)	+0,1702*** (3,15)	+0,1558*** (3,00)	+0,0719 (1,19)	+0,1558*** (14,16)
Big4	+0,0130 (0,39)	+0,0144 (0,49)	+0,0284 (1,00)	+0,0144 (0,51)
Changement d'auditeur	+0,0075 (0,53)	+0,0077 (0,54)	+0,0014 (0,11)	+0,0077* (1,77)
N observations	240	240	240	240
N firmes	60	60	60	60
R^2 within	0,0570	0,0803	0,1223	0,0803
Effets fixes année	Non	Non	Oui	Non

Source : calculs des auteurs.

Notes : t-statistiques entre parenthèses. Bootstrap en grappes sauvage de l'interaction (M2) : p=0,027. *** p<0,01 ; ** p<0,05 ; * p<0,10.

Une augmentation de deux points de la DIAM (environ 1,8 écart-type de l'indice) est associée, pour les entreprises marocaines, à une amélioration d'environ 6,7 points de pourcentage de la divulgation, soit près de 0,38 écart-type de VD4, contre une variation négligeable en France. L'écart moyen de divulgation entre les deux pays est de 5,9 points. Ce calcul extrapole linéairement une variation importante au regard de la dispersion observée, il s'agit d'un ordre de grandeur illustratif, non d'une prévision.

Interprétation proposée. Ces résultats sont cohérents avec H3 sous sa forme statistique (une différence de pente entre les deux sous-échantillons), mais ils ne démontrent pas la substitution institutionnelle. L'environnement institutionnel n'est pas mesuré, et la section 3.5 montre que cette différence ne résiste pas à une modération par la taille.

3.5. Hétérogénéité, explications alternatives et robustesse

Ce que les données établissent. Le Tableau 12 rassemble les contrôles. Le résultat principal sur la pente marocaine est stable lorsque la DIAM est pondérée par l'ACP, lorsque les 5 % de

firmes les plus grandes sont exclues, lorsque l'analyse est restreinte aux 36 firmes dont la DIAM varie, et hors observations plafonnées. Il s'atténue sans disparaître lorsque l'item « reporting digital » est retiré de la DIAM (interaction : −0,0311 ; t=−1,96). Deux résultats limitent en revanche l'interprétation institutionnelle. D'une part, lorsque la pente de la DIAM est autorisée à varier avec la taille (DIAM × Log(Actif)), l'interaction avec la France devient nulle (+0,0052 ; t=0,18) tandis que l'interaction avec la taille est négative et significative (−0,0098 ; t=−2,06) : l'effet de la DIAM sur la divulgation diminue avec la taille, et la taille est quasi colinéaire avec l'appartenance au pays. D'autre part, aucun effet n'est détecté dans chacune des deux sous-périodes prises séparément, ce qui reflète la faible puissance de fenêtres de deux observations par firme plutôt qu'une preuve d'absence. L'effet plafond de la divulgation est réel mais n'explique pas à lui seul l'écart, en contrôlant l'effet du niveau initial de divulgation, ou en excluant les observations plafonnées, l'interaction avec la France demeure significative.

Tableau N°12 : Tests de robustesse et hétérogénéité sur la qualité de la divulgation (VD4)

Contrôle	DIAM(t−1) (t)	DIAM × France (t)	N
Spécification de base (M2)	+0,0334 (2,85)	−0,0397 (−2,82)	240
DIAM pondérée par l'ACP	+0,0301 (2,68)	−0,0336 (−2,50)	240
Sans les 5 % de firmes les plus grandes	+0,0324 (2,81)	−0,0319 (−2,36)	228
DIAM sans l'item « reporting digital »	+0,0286 (2,44)	−0,0311 (−1,96)	240
Firmes dont la DIAM varie (36)	+0,0322 (2,79)	−0,0390 (−2,77)	144
Hors observations plafonnées (VD4 < 1)	+0,0378 (2,81)	−0,0512 (−2,62)	147
Contrôle du niveau initial de divulgation (DIAM × VD4 initial)	+0,0766 (2,15)	−0,0337 (−2,54)	240
DIAM × Log(Actif)	+0,0035 (0,17)	+0,0052 (0,18)	240
Sous-période 2021-2022	−0,0033 (−0,16)	−0,0127 (−0,52)	120
Sous-période 2023-2024	−0,0052 (−0,44)	+0,0259 (1,29)	120
France seule	−0,0039 (−0,55)	—	160
Maroc seul	+0,0246 (2,26)	—	80

Source : calculs des auteurs.

Notes : Effets fixes firme, erreurs-types clusterisées par firme ; contrôles identiques au Tableau 11. Le bootstrap sauvage de l'interaction donne p=0,027.

Interprétation proposée. La différence de pente entre pays est une régularité statistique modérément robuste, mais elle peut refléter une modération par la taille autant qu'un effet de substitution institutionnelle, deux explications que les données ne permettent pas de départager (section 4.2).

3.6. Synthèse : résultats établis et interprétations proposées

Le Tableau 13 sépare, pour chaque hypothèse, le résultat statistique établi, l'interprétation proposée et le statut qui en découle.

Tableau N°13 : Synthèse des hypothèses : résultat statistique, interprétation et statut

Hypothèse	Résultat statistique établi	Interprétation proposée (non testée directement)	Statut
H1	Association négative avec les accruals en valeur absolue dans le modèle de base ; absente dès que la pente varie selon le pays	Action par transparence plutôt que par dissuasion	Faiblement soutenue, non robuste
H2a	Association positive avec les retraitements pour le groupe de référence (M2 à M4) ; non significative en M1 ; fragile au bootstrap sauvage	Capacité de détection renforcée	Soutenue sous condition
H2b	Effet indirect nul pour le canal agrégé (−0,0012, IC [−0,0075 ; +0,0020]) et pour les canaux normatif/périmètre (−0,0008) et réactif (+0,0014) de l'analyse exploratoire (Tableau 10b)	Transparence corrective par corrections proactives, non établie avec la mesure actuelle	Non soutenue
H3	Interaction négative et significative sur la divulgation, stable en M3, M4 et bootstrap sauvage ; annulée par la modération par la taille	Substitution institutionnelle, non démontrée	Différence de pente soutenue ; mécanisme non démontré

Source : Élaboration des auteurs, à partir des Tableaux 8 à 12.

4. Discussion

4.1. Transparence versus discipline

Le résultat principal est une association positive entre la DIAM et la qualité de la divulgation dans le sous-échantillon marocain, sans association robuste avec les accruals totaux. Pris ensemble, ces résultats sont compatibles avec l'idée que la maturité digitale de l'audit interne fonctionne, dans ce contexte, plutôt comme un mécanisme renforçant la visibilité que comme un dispositif dissuadant les comportements (Christodoulou et al., 2018 ; Alles et Gray, 2016). Cette distinction a été discutée théoriquement mais n'avait pas été examinée empiriquement dans le domaine de l'audit digital, ni par notre étude antérieure sur le seul marché marocain. Un résultat nul n'équivaut toutefois pas à l'absence d'effet, le bruit des mesures d'accruals, le faible nombre de firmes dont la DIAM varie et la compression de la variance de la DIAM peuvent masquer des effets modestes.

L'implication réglementaire doit être formulée avec prudence. Les organismes centrés sur la divulgation, l'AMMC dans le cadre de son Plan 2023-2027 et l'AMF dans la mise en œuvre de la CSRD, pourraient voir dans la DIAM un levier utile pour la qualité de la divulgation, cette

conclusion n'étant établie ici que pour le sous-échantillon marocain et sous les réserves de la section 4.4.

4.2. Association institutionnellement différenciée et explications alternatives

Ce que les données montrent avec un degré de confiance raisonnable, c'est que l'association entre DIAM et qualité de la divulgation est plus forte au Maroc qu'en France, une régularité qui résiste à plusieurs spécifications. Ce qu'elles ne permettent pas d'établir, c'est que ce différentiel s'explique par une densité d'application externe plus faible au Maroc plutôt que par d'autres différences entre les deux sous-échantillons. Le Tableau 14 passe en revue les explications alternatives, ce que les données en disent et les tests à prévoir. La plus sérieuse est la taille, une fois la pente autorisée à varier avec Log(Actif), l'interaction avec le pays disparaît.

Tableau N°14 : Explications alternatives de l'écart France-Maroc

Explication alternative	Indice dans les données	Ce que les données permettent de dire	Test à prévoir
Taille de la firme	Log(Actif) : 10,90 (France) contre 7,14 (Maroc) ; DIAM × Log(Actif) significative (t=−2,06), interaction avec la France nulle	La modération par la taille absorbe l'écart de pente ; taille et pays sont quasi colinéaires	Échantillons appariés sur la taille ; extension à des firmes marocaines plus grandes et françaises plus petites
Effet plafond	41 % des observations françaises à VD4 = 1 contre 15 % au Maroc	Réduit la pente française mais n'annule pas l'interaction (contrôle du niveau initial, exclusion des observations plafonnées)	Modèles adaptés aux variables bornées (Tobit en panel)
Qualité de l'audit externe	Big4 = 1 pour toutes les firmes françaises ; 0,57 au Maroc	Effet modérateur non identifiable en France faute de variance ; non détecté au Maroc	Comparaison des sous-échantillons Big4 des deux pays
Composition sectorielle	Les effets fixes firme absorbent le secteur ; résultat stable avec effets fixes année	Écarte les effets sectoriels de niveau, non l'hétérogénéité sectorielle des pentes	Interactions DIAM × secteur
Pratiques de gouvernance	Non mesurées (comités d'audit, indépendance du conseil)	Non testable	Indices de gouvernance par firme
Mesure de la DIAM	Moyennes proches (5,12 contre 5,07) mais profils d'items opposés, fonctionnement différentiel significatif	L'égalité des moyennes ne garantit pas l'équivalence de l'indice	Test d'invariance de mesure ; codage par pays
Déséquilibre des effectifs	40 firmes contre 20, 12 firmes marocaines avec variation de DIAM	Précision différente des deux pentes ; interaction sensible	Réplication sur un échantillon marocain élargi

Source : Élaboration des auteurs, à partir des Tableaux 3, 6 et 12.

Les conclusions relatives à la comparaison France-Maroc établie une différence de pente entre deux sous-échantillons, interprétée comme une association conditionnelle et non comme un effet causal. L'interprétation en termes de vide institutionnel (Khanna & Palepu, 2000) reste une lecture plausible, cohérente avec au moins un travail comparable sur les marchés émergents (Cheng et al., 2024), mais elle ne peut être distinguée d'un effet de taille. Une mesure directe de la qualité institutionnelle et des échantillons mieux appariés seraient nécessaires pour trancher.

4.3. La transparence corrective et le canal des retraitements

Le test de médiation n'apporte pas de soutien au mécanisme de transparence corrective tel que formulé. Le résultat est instructif, le lien positif apparent entre retraitements et divulgation, visible en coupe, disparaît dès lors que l'on compare une firme à elle-même dans le temps. Il tient donc à des différences stables entre firmes, notamment de taille. Par ailleurs, la mesure disponible compte tous les retraitements sans distinguer leur nature, et les notes de la base indiquent que beaucoup relèvent de changements de normes ou de périmètre, qui ne signalent pas une capacité de détection d'erreurs. Le mécanisme proposé en section 1.3 reste donc une hypothèse de recherche.

4.4. Limites

Six limites doivent être gardées à l'esprit :

Limite 1. Mesure des retraitements et médiation. La fréquence des retraitements agrège des événements de nature différente (changements de norme, de périmètre, reclassements, corrections d'erreurs) et la base a fait l'objet d'un contrôle de cohérence (colonnes contradictoires, valeurs aberrantes pour deux entreprises). L'analyse typologique de la section 3.2 porte sur les vingt-trois événements documentés, dont dix-neuf dans le panel estimé, sur les 131 observations à retraitement, les retraitements non décrits dans les sources mobilisées restent non classés et la puissance statistique par type est très faible. Le test de médiation est donc peu informatif sur le mécanisme visé.

Limite 2. Confusion entre taille et contexte institutionnel. La taille des firmes est quasi colinéaire avec le pays, et la différence de pente entre pays disparaît lorsque la pente varie avec la taille. L'interprétation en termes de substitution institutionnelle (H3) n'est donc pas démontrée.

Limite 3. Validité de mesure de la DIAM. L'indice est un composite exploratoire, de structure unidimensionnelle, dont la structure bifactorielle n'est pas confirmée, et dont les items ne

fonctionnent pas de la même façon dans les deux pays (Tableau 7). Aucun test formel d'invariance n'a pu être conduit avec 60 firmes.

Limite 4. Chevauchement documentaire entre DIAM et divulgation. Le retrait de l'item le plus proche de la divulgation atténue les résultats sans les annuler. À la différence de l'étude antérieure, la DIAM est ici codée à partir des mêmes types de documents que la divulgation.

Limite 5. Périmètre et qualité de la mesure de l'information financière. Les résultats portent sur l'étendue de la divulgation, non sur son exactitude, et les accruals totaux sont une mesure fruste de la discrétion comptable. Les conclusions ne peuvent être étendues à la qualité globale de l'information financière.

Limite 6. Généralisation. Le périmètre « firmes-frontières » limite la généralisation aux entreprises plus petites ou moins bien gouvernées, et l'asymétrie d'effectifs entre pays n'est que partiellement contrôlée.

Conclusion

Cette étude examine dans quelle mesure la maturité digitale de l'audit interne est associée à la qualité de l'information financière, si les retraitements correctifs relaient cette association et si elle varie selon l'environnement institutionnel. Sur un panel de 60 entreprises cotées de France et du Maroc (2020-2024), elle constate que, pour les entreprises marocaines, la DIAM retardée est positivement associée à la qualité de la divulgation, sans association robuste avec les accruals totaux. Cette association est indiscernable de zéro pour les entreprises françaises. La différence de pente est compatible avec une substitution institutionnelle mais ne peut en être distinguée d'un effet de taille. Le rôle médiateur des retraitements correctifs, examiné par un bootstrap par firme à effets fixes cohérents, n'est pas confirmé. L'effet indirect est indiscernable de zéro, le lien positif apparent entre retraitements et divulgation relevant de différences entre firmes plutôt que d'un mécanisme intra-firme. Ces résultats prolongent ceux de notre étude antérieure centrée sur le seul marché marocain (Elfadi & Chati, 2026), en y ajoutant un test comparatif international et un examen explicite, du mécanisme de médiation.

Les limites de la section 4.4 conditionnent la portée de ces conclusions, qui sont des associations conditionnelles et non des effets causaux.

Implications pour la gouvernance du reporting et la pratique de l'audit

Pour les comités d'audit et les directeurs de l'audit interne, les résultats suggèrent que l'investissement dans la maturité digitale de l'audit interne va de pair, dans le contexte marocain, avec une meilleure divulgation, sans que l'on puisse l'attribuer à une hausse de la

fréquence des retraitements. La fréquence des retraitements ne doit pas être interprétée isolément comme un signal de qualité du contrôle, il convient d'en documenter la nature et l'origine.

Pour les régulateurs et les superviseurs de marché, la DIAM représente un levier potentiel d'amélioration de la qualité de la divulgation, en particulier sur les marchés où l'infrastructure d'application externe est encore en développement, sous réserve de la réplication des résultats sur des échantillons plus larges et mieux appariés.

Agenda de recherche

L'agenda de recherche comprend, l'élargissement de l'échantillon marocain à l'ensemble d'autres economies, avec des échantillons appariés sur la taille ; la réplication sur les marchés MENA et d'Afrique subsaharienne ; la mesure de la DIAM, qui assureraient l'indépendance de source avec l'indice de divulgation ; la validation confirmatoire de l'indice et le test de son invariance entre pays ; le recours à des accruals discrétionnaires estimés par modèle de Jones ; et l'introduction de mesures directes de la qualité institutionnelle.

Déclarations

Conflit d'intérêts. Les auteurs ne déclarent aucun conflit d'intérêts.

Financement. Cette recherche n'a bénéficié d'aucun financement externe.

Déclaration éthique. Cette étude s'appuie exclusivement sur des rapports annuels publiquement disponibles, des informations de gouvernance et des bases de données financières, aucune approbation éthique formelle n'était requise.

Disponibilité des données. Le protocole de codage de la DIAM, la base de données et les programmes d'estimation sont disponibles auprès de l'auteur correspondant sur demande raisonnable.

Contribution des auteurs. Tous les auteurs ont contribué à la conceptualisation, à la collecte des données, à l'analyse, à l'interprétation, à la rédaction et à la révision du manuscrit.

Déclaration sur l'usage de l'IA. Un assistant d'IA générative a été utilisé pour l'contrôle de cohérence de la base de données et la révision rédactionnelle. Les auteurs ont vérifié l'ensemble des résultats et assument l'entière responsabilité de l'exactitude, de l'originalité et de l'intégrité du manuscrit.

BIBLIOGRAPHIE

Alles, M. & Gray, G.L. (2016). Incorporating big data in audits: identifying inhibitors and a research agenda. International Journal of Accounting Information Systems, 22, 44-59.

Alles, M., Kogan, A. & Vasarhelyi, M.A. (2006). Continuous monitoring of business process controls: a pilot implementation at Siemens. International Journal of Accounting Information Systems, 7(2), 137-161.

Baron, R.M. & Kenny, D.A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research. Journal of Personality and Social Psychology, 51(6), 1173-1182.

Betti, N. & Sarens, G. (2020). Understanding the internal audit function in a digitalised business environment. Journal of Accounting and Organizational Change, 17(2), 197-216.

Botosan, C.A. (1997). Disclosure level and the cost of equity capital. The Accounting Review, 72(3), 323-349.

Burgstahler, D., Hail, L. & Leuz, C. (2006). The importance of reporting incentives: earnings management in European private and public firms. The Accounting Review, 81(5), 983-1016.

Cameron, A.C. & Miller, D.L. (2015). A practitioner's guide to cluster-robust inference. Journal of Human Resources, 50(2), 317-372.

Cameron, A.C., Gelbach, J.B. & Miller, D.L. (2008). Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. Review of Economics and Statistics, 90(3), 414-427.

Cheng, W., Li, C. & Zhao, T. (2024). The stages of enterprise digital transformation and its impact on internal control: evidence from China. International Review of Financial Analysis, 92, 103079.

Christodoulou, D., Ma, L. & Vasnev, A. (2018). Verdict: not proven. The effect of auditor-imposed constraints on earnings informativeness. Contemporary Accounting Research, 35(4), 2049-2091.

Dechow, P., Ge, W. & Schrand, C. (2010). Understanding earnings quality: a review of the proxies, their determinants and their consequences. 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.

Diamantopoulos, A. & Winklhofer, H.M. (2001). Index construction with formative indicators: an alternative to scale development. Journal of Marketing Research, 38(2), 269-277.

DiMaggio, P.J. & Powell, W.W. (1983). The iron cage revisited: institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields. 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.

Eisenhardt, K.M. (1989). Agency theory: an assessment and review. Academy of Management Review, 14(1), 57-74.

Elfadi, L. & 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, 10(1), 369-391.

Fan, J.P.H. & Wong, T.J. (2002). Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia. Journal of Accounting and Economics, 33(3), 401-425.

Fleiss, J.L. (1981). Statistical Methods for Rates and Proportions (2nd ed.). Wiley.

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

Hennes, K.M., Leone, A.J. & Miller, B.P. (2008). The importance of distinguishing errors from irregularities in restatement research. The Accounting Review, 83(6), 1487-1519.

HILMI, Y., & FATINE, F. E. (2022). The Contribution of internal audit to the corporate performance: a 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).

Horn, J.L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. Psychometrika, 30(2), 179-185.

IFAC (2023). Internal Audit and the Digital Transformation. International Federation of Accountants.

Jensen, M.C. & Meckling, W.H. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. Journal of Financial Economics, 3(4), 305-360.

Karimallah, K. & Drissi, H. (2024). Assessing the impact of digitalization on the internal auditing function. International Journal of Advanced Computer Science and Applications, 15(1).

Khanna, T. & Palepu, K. (2000). The future of business groups in emerging markets: long-run evidence from Chile. Academy of Management Journal, 43(3), 268-285.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. & Vishny, R.W. (1998). Law and finance. Journal of Political Economy, 106(6), 1113-1155.

Liang, L., Dai, T., Cui, L. & Song, M. (2025). Digital audit talent's impact on audit digitization and detection risk. Scientific Reports, 15, 3412.

Lois, P., Drogalas, G., Karagiorgos, A. & Tsikalakis, K. (2020). Internal audits in the digital era: opportunities, threats and challenges. EuroMed Journal of Business, 15(1), 106-121.

Mahouat, N., Fadoul, M. & El Harti, A. (2025). Exploratory study on the role of digitalization in improving external audit quality: evidence from Morocco. Qubahan Academic Journal, 5(1), 1-18.

Manita, R., Elommal, N., Baudier, P. & Hikkerova, L. (2020). The digital transformation of external audit and its impact on corporate governance. Technological Forecasting and Social Change, 150, 119751.

Palmrose, Z., Richardson, V.J. & Scholz, S. (2004). Determinants of market reactions to restatement announcements. Journal of Accounting and Economics, 37(1), 59-89.

Preacher, K.J. & Hayes, A.F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. Behavior Research Methods, 40(3), 879-891.

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

Schiavi, G., Behr, A. & Marcolin, C. (2024). Institutional theory in accounting information systems research. International Journal of Accounting Information Systems, 52, 100662.

Scott, W.R. (2001). Institutions and Organizations (2nd ed.). Sage Publications.

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

Vandenberg, R.J. & Lance, C.E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: suggestions, practices, and recommendations for organizational research. Organizational Research Methods, 3(1), 4-70.

Vasarhelyi, M.A. & Halper, F.B. (1991). The continuous audit of online systems. Auditing: A Journal of Practice and Theory, 10(1), 110-125.

Watts, R.L. & Zimmerman, J.L. (1990). Positive accounting theory: a ten year perspective. The Accounting Review, 65(1), 131-156.

Yunis, M., Mirza, N., Safi, A. & Umar, M. (2024). Impact of audit quality and digital transformation on innovation efficiency. Global Finance Journal, 59, 100938.