

La transformation digitale comme levier de transparence budgétaire au Maroc : une analyse empirique par l'approche ARDL

Digital Transformation as a Driver of Budget Transparency in Morocco: Empirical Evidence from an ARDL Approach

Mohammed EL HACHIMI, (Doctorant)

*Laboratoire de Business Intelligence, Gouvernance des Organisations, Finance et Politiques Economiques (BIGOFE)
Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales Ain Chock
Université Hassan II de Casablanca, Maroc*

Dounia KARIMI, (Professeur de l'Enseignement Supérieur)

*Laboratoire de Business Intelligence, Gouvernance des Organisations, Finance et Politiques Economiques (BIGOFE)
Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales Ain Chock
Université Hassan II de Casablanca, Maroc*

Adresse de correspondance :	Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales Ain Chock Université Hassan II – Casablanca, Maroc
Déclaration de divulgation :	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude. Ils assument l'entière responsabilité de tout éventuel plagiat, de l'usage de l'intelligence artificielle dans la rédaction, ainsi que des résultats présentés dans cet article.
Conflit d'intérêts :	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
Citer cet article	EL HACHIMI, M., & KARIMI, D. (2026). La transformation digitale comme levier de transparence budgétaire au Maroc : une analyse empirique par l'approche ARDL. <i>International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics</i> , 7(9), 94–114. https://doi.org/10.5281/zenodo.21479841
Licence	Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND

Received:12/06 /2026

Accepted: 26/07/2026

International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics - IJAFAME

ISSN: 2658-8455

Volume 7, Issue 09 (2026)

La transformation digitale comme levier de transparence budgétaire au Maroc : une analyse empirique par l'approche ARDL

Résumé

Cette étude analyse la relation entre transformation digitale et transparence budgétaire au Maroc sur la période 2006-2023. Elle répond à l'absence de travaux économétriques dynamiques traitant cette relation dans le contexte marocain, la littérature existante restant essentiellement descriptive. La transparence budgétaire est mesurée par l'Open Budget Index (OBI) et la transformation digitale par l'E-Government Development Index (EGDI). Un modèle ARDL distingue les dynamiques de court et de long terme, en intégrant l'efficacité gouvernementale (WGI) et le PIB par habitant comme variables de contrôle. Les résultats mettent en évidence une relation de cointégration entre les variables, avec une vitesse d'ajustement de -0,936, ainsi qu'une association positive et significative entre l'EGDI et l'OBI à long terme (coefficient de 65,18 ; $p < 0,01$). L'efficacité gouvernementale ne présente pas d'association statistiquement significative avec l'OBI, tandis que le PIB par habitant affiche une association positive, mais moins robuste. Ces résultats, obtenus sur un échantillon temporel réduit et à partir de séries partiellement interpolées, doivent être interprétés en termes d'association statistique plutôt que de relation causale stricte. Ils invitent toutefois à replacer cette relation dans son contexte institutionnel de redevabilité.

Mots clés : Transformation digitale ; transparence budgétaire ; e-government ; Open Budget Index; ARDL ; Maroc

JEL Classification : C22 ; H61 ; H83 ; O33

Type du papier : Recherche empirique

Abstract

This study examines the relationship between digital transformation and budget transparency in Morocco over the period 2006–2023. It addresses the lack of dynamic econometric research on this relationship in the Moroccan context, where the existing literature remains largely descriptive. Budget transparency is measured by the Open Budget Index (OBI), while digital transformation is captured by the E-Government Development Index (EGDI). An ARDL model is used to distinguish between short- and long-run dynamics, with government effectiveness (WGI) and GDP per capita included as control variables. The results provide evidence of cointegration among the variables, with a speed of adjustment of -0.936, and reveal a positive and statistically significant long-run association between EGDI and OBI (coefficient = 65.18; $p < 0.01$). Government effectiveness shows no statistically significant association with OBI, whereas GDP per capita displays a positive but less robust association. Given the small time-series sample and the partial interpolation of the data, these findings should be interpreted as statistical associations rather than as evidence of a strict causal relationship. They nevertheless highlight the need to interpret this relationship within its broader institutional context of accountability.

Keywords: Digital transformation; budget transparency; e-government; Open Budget Index; ARDL; Morocco

Classification JEL : C22 ; H61 ; H83 ; O33

Paper type: Empirical Research

1. Introduction

Depuis deux décennies, la transparence budgétaire s'est imposée comme une composante centrale de la gouvernance publique. Elle renvoie à la capacité des citoyens, des institutions de contrôle et des acteurs économiques à accéder à une information claire, fiable et exploitable sur la préparation, l'exécution et l'évaluation des finances publiques (Kopits & Craig, 1998; OECD, 2002). La littérature montre qu'un niveau élevé d'ouverture budgétaire peut renforcer la discipline fiscale, limiter certaines formes d'opportunisme politique et améliorer la redevabilité de l'action publique, dans une relation étroitement liée à la qualité des institutions et aux mécanismes de contrôle public (Alt & Lassen, 2006; de Renzio & Wehner, 2017).

Dans ce cadre, la transformation digitale représente un vecteur d'ouverture publique. L'essor de l'e-government, des plateformes numériques et des dispositifs d'open data peut abaisser les coûts de circulation de l'information, renforcer la traçabilité administrative et favoriser l'accès des citoyens aux données produites par l'administration (Bertot et al., 2010; Meijer, 2009). Son effet sur la transparence dépend toutefois de la qualité des données, de leur lisibilité, de leur réutilisabilité et des capacités institutionnelles qui encadrent leur diffusion et leur usage effectif (Janssen et al., 2012; Wirtz et al., 2022).

Les travaux empiriques récents confirment l'intérêt d'analyser ce lien. Taiwo (2025) montre que l'adoption et l'usage de l'e-governance peuvent favoriser la transparence budgétaire, mesurée à partir de l'Open Budget Index. De manière complémentaire, Jin et Wang (2025) mettent en évidence que la gouvernance numérique de la supervision budgétaire améliore la transparence fiscale locale. Ces résultats indiquent que la digitalisation peut renforcer l'ouverture budgétaire lorsqu'elle concerne directement la production, la supervision et la diffusion de l'information financière publique.

Le cas du Maroc offre un terrain d'analyse particulièrement pertinent. Le pays a engagé depuis plusieurs années des réformes de modernisation administrative et de transformation numérique du secteur public. L'OCDE souligne que ces réformes ont permis des avancées importantes, tout en insistant sur la coordination institutionnelle, la gouvernance du digital et l'orientation des services numériques vers les usagers (OECD, 2018). En matière de finances publiques, la digitalisation et la dématérialisation des procédures constituent des instruments d'efficacité administrative et de transparence, dont les effets sont liés à la qualité de la mise en œuvre institutionnelle (Ouboumlik & Ouazzani Touhami, 2024). A l'échelle régionale, les rapports récents sur la MENA rappellent que l'ouverture budgétaire, la participation du public et la supervision institutionnelle demeurent des enjeux majeurs de redevabilité (International Budget Partnership, 2024). Au Maroc, l'engagement MO0025 de l'Open Government Partnership s'inscrit dans cette dynamique, à travers la publication de documents budgétaires complémentaires et l'amélioration du dialogue public autour du budget (Open Government Partnership, n.d.).

Dans ce contexte, une question empirique centrale se pose : **la transformation digitale s'est-elle traduite par une amélioration mesurable de la transparence budgétaire au Maroc ?**

Cette question se justifie par un examen précis des limites de la littérature existante sur le Maroc. Plusieurs travaux documentent la digitalisation de l'administration publique marocaine, mais restent centrés sur une dimension particulière ou sur une démarche descriptive plutôt qu'économétrique. El Haddad et al. (2023) et Tahtah (2022) décrivent respectivement la modernisation de l'administration fiscale et la dématérialisation de la dépense publique sans mesurer économétriquement leurs effets sur un indicateur de transparence budgétaire. Ouboumlik et Ouazzani Touhami (2024) et Taoufik et Azmani (2022) analysent la digitalisation des marchés publics à travers ses effets sur le climat des affaires ou la modernisation administrative, sans établir de lien direct avec l'ouverture budgétaire. Ouajdouni et al. (2020) et Lakir et Habboub (2023) dressent un état des lieux de l'e-gouvernement marocain à partir

d'une revue de littérature, sans mobiliser de données longitudinales. Ed-Daou (2026), qui se rapproche le plus de notre problématique en reliant explicitement transition digitale et Indice des Budgets Ouverts, adopte une démarche principalement documentaire. Aucun de ces travaux n'évalue économétriquement la relation entre développement numérique et transparence budgétaire au Maroc dans un cadre dynamique distinguant les ajustements de court et de long terme, et aucun n'intègre simultanément la qualité institutionnelle et le niveau de développement économique comme variables de contrôle. C'est ce vide que la présente étude entend combler.

Sur le plan théorique, cette relation peut être éclairée par l'économie de l'information (Stiglitz, 2000), qui situe la transparence budgétaire comme un mécanisme de réduction de l'asymétrie d'information entre l'Etat et les citoyens, ainsi que par la théorie de la redevabilité, qui conçoit la relation entre citoyens et gouvernement dans les termes d'un rapport principal-agent (de Renzio & Wehner, 2017; Ríos et al., 2016). Ce positionnement guide la construction des hypothèses de recherche.

Cette étude vise à analyser l'incidence de la transformation digitale sur le niveau de transparence budgétaire au Maroc à partir de données annuelles relatives à la période 2006-2023. La transparence budgétaire est mesurée par l'Open Budget Index (OBI), tandis que la transformation digitale est appréhendée à travers l'E-Government Development Index (EGDI). L'analyse intègre également deux variables de contrôle : la qualité de la gouvernance, mesurée par l'indicateur Government Effectiveness des Worldwide Governance Indicators, et le niveau de développement économique, approché par le logarithme du PIB par habitant. Afin d'examiner les dynamiques de court et de long terme, l'étude mobilise une approche ARDL.

L'étude cherche à établir si une relation de long terme existe entre ces variables, à mesurer la contribution respective de la transformation digitale, de l'efficacité gouvernementale et du niveau de développement économique à la transparence budgétaire, et à caractériser la vitesse d'ajustement aux déséquilibres de court terme.

La contribution de l'étude se situe précisément par rapport aux deux travaux empiriques les plus proches de sa problématique. Taiwo (2025) établit une association entre e-gouvernance et transparence budgétaire sur un panel mondial de pays, sans pouvoir caractériser la trajectoire propre d'un pays donné ni distinguer les ajustements de court et de long terme. Jin et Wang (2025) mesurent l'effet d'un dispositif numérique de supervision budgétaire sur la transparence fiscale de villes chinoises, dans un contexte institutionnel centralisé éloigné de celui des pays de la région MENA. La présente étude se distingue de ces deux contributions en proposant une analyse dynamique en série temporelle, distinguant court et long terme, de la relation entre gouvernement numérique et transparence budgétaire pour un pays en développement de la région MENA, en contrôlant simultanément la qualité institutionnelle et le niveau de développement économique.

Sur le plan structurel, l'étude se déploie en cinq sections. A la suite de cette introduction, la deuxième section expose la revue de littérature et les hypothèses de recherche. La troisième section présente les données mobilisées ainsi que la méthodologie économétrique retenue. La quatrième section analyse les résultats empiriques et leur discussion. Enfin, la section 5 conclut l'étude en mettant en évidence ses principales implications de politique publique.

2. Revue de littérature et hypothèses

2.1. Cadre théorique

La transformation digitale et la transparence budgétaire peuvent être reliées à travers deux corps théoriques distincts mais complémentaires : l'économie de l'information et la théorie de la redevabilité fondée sur la relation principal-agent.

Le premier cadre trouve son origine dans les travaux de Stiglitz (2000), qui retracent comment la reconnaissance du caractère imparfait et asymétrique de l'information a transformé l'analyse économique au cours du vingtième siècle. Cette littérature établit que l'information n'est jamais parfaitement distribuée entre les acteurs d'un marché ou d'une relation contractuelle, que son acquisition est coûteuse, et que ces asymétries pèsent directement sur les décisions, le contrôle et l'allocation des ressources. Développé initialement pour expliquer des phénomènes tels que la sélection adverse sur les marchés du crédit ou de l'assurance, ce constat s'étend à la relation entre l'Etat et la société : les données budgétaires sont produites par l'administration, qui y a accès avant et plus complètement que les citoyens, les parlements, les médias ou les marchés financiers, ce qui limite la capacité de ces derniers à évaluer la gestion des ressources publiques. Réduire cet écart informationnel suppose d'abaisser le coût d'accès à l'information budgétaire, d'améliorer sa lisibilité et de généraliser sa diffusion. Le développement du gouvernement numérique s'inscrit directement dans cette logique : en diminuant les coûts de production, de traitement et de circulation de l'information publique, il peut contribuer à réduire l'asymétrie entre l'Etat et la société, les technologies de l'information constituant à ce titre un instrument d'ouverture administrative documenté par la littérature (Bertot et al., 2010).

Le second cadre relève de la théorie de la redevabilité, fondée sur une relation de type principal-agent entre les citoyens et le gouvernement. Ríos et al. (2016) mobilisent explicitement ce cadre pour analyser les déterminants de la transparence budgétaire : les citoyens, en position de principal, cherchent à s'assurer que le gouvernement, en position d'agent, gère les ressources publiques conformément à leurs intérêts, la divulgation d'information venant réduire l'asymétrie qui sépare les deux parties. Ces auteurs articulent ce raisonnement au principe de l'Etat de droit, qui impose la publicité de l'action administrative et la reddition de comptes comme fondements de la gestion publique, et montrent que le contrôle budgétaire parlementaire ressort comme le principal déterminant de la transparence budgétaire dans leur échantillon international. La revue systématique de de Renzio et Wehner (2017) éclaire l'autre versant de cette relation, celui des effets de l'ouverture budgétaire : sur les 38 études empiriques recensées, les bénéfices documentés tiennent à des dispositifs précis, tels que la publication d'informations d'exécution budgétaire ou d'audits, davantage qu'à des mesures larges d'ouverture, et rares sont les travaux qui établissent un effet proprement causal. Ce second cadre déplace ainsi l'analyse au-delà de la seule capacité technique à produire de l'information : la transparence budgétaire y apparaît comme le produit de dispositifs institutionnels spécifiques qui contraignent le gouvernement à rendre des comptes.

Ces deux cadres ne sont pas concurrents : ils se situent à des niveaux différents de l'explication. Le premier rend compte du canal par lequel la digitalisation peut affecter la transparence budgétaire, celui de la réduction du coût de production et de diffusion de l'information. Le second rappelle que cette réduction ne suffit pas à produire de la transparence effective sans mécanismes institutionnels de redevabilité.

2.2. Revue empirique

La transparence budgétaire constitue un pilier de la gouvernance publique contemporaine. Elle renvoie à l'accès à des informations complètes, fiables, compréhensibles et accessibles sur les opérations financières de l'Etat, ses objectifs budgétaires, ses comptes publics et ses projections fiscales (Kopits & Craig, 1998). Dans la même perspective, les bonnes pratiques de l'OCDE définissent la transparence budgétaire comme la divulgation complète de toutes les informations fiscales pertinentes de manière opportune et systématique, à travers les principaux documents du cycle budgétaire (OECD, 2002). Ces références fondatrices permettent de considérer la transparence budgétaire non seulement comme une exigence technique de publication, mais aussi comme un mécanisme de redevabilité publique.

La littérature souligne que l'ouverture budgétaire peut contribuer à renforcer la discipline fiscale et à limiter certaines formes d'opportunisme politique. Alt et Lassen (2006) établissent un lien entre transparence budgétaire et une meilleure discipline budgétaire, notamment en réduisant les marges de manipulation ou de dissimulation des déficits. Benito et Bastida (2009) mettent également en évidence une relation entre transparence budgétaire, performance fiscale et participation politique. Toutefois, ces effets ne sont pas automatiques. De Renzio et Wehner (2017) rappellent que l'ouverture fiscale est généralement associée à de meilleurs résultats budgétaires, de gouvernance et de développement, mais que l'identification d'effets causaux solides reste limitée et dépend fortement des mécanismes institutionnels et du contexte.

Les déterminants de la transparence budgétaire sont donc multiples. Ils ne dépendent pas seulement de la volonté de publier des documents, mais aussi de la solidité des institutions, du contrôle budgétaire, de la concurrence politique ainsi que du niveau de développement économique. Ríos et al. (2016), sur la base d'un ensemble de pays évalués par l'International Budget Partnership, montrent que le contrôle budgétaire législatif exerce une influence positive sur la transparence budgétaire, aux côtés d'autres facteurs institutionnels et économiques. Cette littérature justifie l'intégration de variables de contrôle institutionnelles et économiques dans l'analyse empirique, afin d'éviter d'attribuer à la seule digitalisation des effets qui peuvent aussi relever de la gouvernance publique ou du développement économique.

Cette approche comparative trouve un écho dans d'autres travaux économétriques sur les déterminants de la transparence budgétaire. Alt et Lassen (2006) montrent, sur un panel de pays de l'OCDE, que la transparence budgétaire est associée à une discipline fiscale plus forte et à une dette publique plus faible, une fois pris en compte le cycle politique et la polarisation partisane. Benito et Bastida (2009), à partir d'un échantillon de 41 pays et d'un indice composite de 40 caractéristiques budgétaires, confirment une relation entre transparence, situation fiscale et participation électorale, tout en montrant que les niveaux de transparence varient fortement selon les régions et les niveaux de développement. Ces travaux permettent de situer le contexte marocain : les scores de transparence budgétaire de la région MENA demeurent en moyenne inférieurs à ceux observés dans les panels de l'OCDE ou dans les échantillons mondiaux, ce qui invite à interpréter les résultats obtenus pour le Maroc à la lumière de cet écart régional plutôt qu'en comparaison directe avec des pays à revenu élevé et à institutions budgétaires anciennes.

A l'échelle infranationale, Guillamón et al. (2011) montrent, à partir d'un échantillon des cent plus grandes municipalités espagnoles, que la transparence financière dépend de facteurs politiques et socio-économiques, tels que le niveau des impôts et transferts par habitant, l'orientation partisane et la taille de la population. Les déterminants de la transparence, qu'ils soient mesurés au niveau national ou local, ne se limitent donc pas à la seule dimension technologique et rejoignent le cadre de la redevabilité présenté plus haut.

Dans ce cadre, la transformation digitale peut être envisagée comme un levier potentiel de transparence. Les technologies de l'information, l'e-government, les plateformes numériques et les dispositifs d'open data peuvent diminuer les coûts liés à la diffusion de l'information publique, faciliter la traçabilité administrative et améliorer l'accès des citoyens, chercheurs, médias et institutions de contrôle aux données produites par l'État. Bertot et al. (2010) montrent que les TIC, l'e-government et les médias sociaux peuvent contribuer à l'ouverture publique, à la transparence et à la réduction de la corruption, notamment en renforçant l'accès à l'information et les moyens de suivi par les citoyens. Meijer (2009) souligne également que la transparence médiée par les technologies peut fournir une meilleure information au public et faciliter le contrôle de l'action gouvernementale, tout en rappelant que ses effets sur la confiance dépendent des formes de transparence mises en œuvre.

Cette distinction est essentielle. La digitalisation ne produit pas automatiquement de la transparence réelle. Janssen et al. (2012) montrent que les politiques d'open data sont parfois

fondées sur une vision trop simplifiée, qui assimile publication des données, utilisation effective et bénéfices publics. Or, l'impact des données ouvertes dépend de leur qualité, de leur accessibilité, de leur lisibilité, de leur réutilisabilité et de la capacité des utilisateurs à les exploiter. Dans le même sens, Wirtz et al. (2022), à partir d'une revue systématique de 169 études empiriques sur l'open government data, soulignent que le potentiel de l'open data en matière de transparence, participation, collaboration et valeur publique dépend des modalités de mise en œuvre, des usages effectifs et des résultats produits. La transformation digitale doit donc être comprise comme un levier institutionnel et informationnel, et non comme une garantie mécanique d'ouverture budgétaire.

Les travaux récents les plus proches de notre problématique confirment l'intérêt d'analyser empiriquement le lien entre digitalisation et transparence budgétaire. Taiwo (2025) examine le rôle de l'e-governance dans la promotion de la transparence et du renforcement de la redevabilité des activités fiscales publiques, en mobilisant l'Open Budget Index. Ses résultats indiquent que l'adoption et l'usage de l'e-governance peuvent renforcer la transparence budgétaire. Jin et Wang (2025), dans le contexte des gouvernements locaux chinois, montrent que la gouvernance numérique de la supervision budgétaire améliore la transparence fiscale, notamment en réduisant certaines marges d'intervention administrative. Ces deux contributions soutiennent directement l'hypothèse selon laquelle la digitalisation publique peut renforcer la transparence budgétaire lorsque les outils numériques concernent la production, la supervision et la diffusion de l'information financière publique.

Le contexte marocain offre un terrain d'analyse pertinent. Le Maroc a engagé plusieurs réformes de modernisation administrative et de transformation digitale du secteur public. L'OCDE souligne que le pays a avancé dans l'intégration des technologies numériques aux processus gouvernementaux et la prestation de services, tout en relevant la nécessité de renforcer la gouvernance du digital, la coordination interinstitutionnelle, la gestion stratégique des projets TIC et l'orientation vers les usagers (OECD, 2018). Les travaux portant sur l'administration publique marocaine confirment que la digitalisation est associée à des objectifs d'efficacité, de simplification des procédures et d'amélioration de l'accès à l'information, de transparence et de satisfaction des citoyens (Oujdouni et al., 2020; Lakir & Habboub, 2023). Dans le champ plus spécifique des finances publiques, plusieurs travaux marocains récents montrent que la digitalisation touche des domaines liés à la gestion financière, fiscale et budgétaire. El Haddad et al. (2023) analysent les évolutions technologiques liées à la transformation digitale des administrations fiscales et mettent en avant les projets de la Direction Générale des Impôts (DGI) au Maroc. Tahtah (2022) présente la dématérialisation de la dépense publique, notamment via le système de Gestion Intégrée de la Dépense, comme un canal de simplification, de réduction des coûts et délais, de traçabilité et de transparence. Ouboumlik & Ouazzani Touhami (2024) montrent que la dématérialisation des marchés publics peut améliorer l'efficacité administrative, réduire les délais et limiter certains risques de corruption, même si l'effet de la digitalisation des finances publiques apparaît plus diffus. Taoufik et Azmani (2022) soulignent également que les outils numériques peuvent contribuer à moderniser les marchés publics au Maroc, un domaine particulièrement sensible aux enjeux de transparence, d'intégrité et de performance.

Ces références marocaines ne constituent pas toutes des preuves directes d'un effet de la digitalisation sur l'Open Budget Index. Leur apport est plutôt de montrer que la transformation digitale au Maroc concerne plusieurs canaux proches de la transparence budgétaire : administration fiscale, dépense publique, marchés publics, accès à l'information et modernisation des services publics. Ed-Daou (2026) se rapproche davantage de notre problématique, en analysant la transition digitale comme mécanisme potentiel d'amélioration de la transparence budgétaire au Maroc et de son positionnement dans l'Indice des Budgets Ouverts. Toutefois, cette contribution demeure principalement documentaire et descriptive, ce

qui justifie le recours à une analyse économétrique permettant d'évaluer la relation entre transformation digitale et transparence budgétaire dans une perspective dynamique.

Le contexte régional renforce également la pertinence du sujet. International Budget Partnership (2024) rappelle que l'ouverture budgétaire, la participation publique et la surveillance institutionnelle demeurent des défis importants dans la région MENA, où les scores moyens de transparence restent inférieurs à la moyenne mondiale. Dans le cas marocain, l'engagement MO0025 de l'Open Government Partnership visait précisément à renforcer la transparence budgétaire, notamment par la publication de documents budgétaires complémentaires et l'amélioration du dialogue public autour du budget. Ce contexte montre que la transparence budgétaire est à la fois un enjeu institutionnel, un objectif de réforme publique et un champ où la digitalisation peut constituer un soutien.

Enfin, la littérature invite à tenir compte de la qualité institutionnelle. L'indicateur Government Effectiveness des Worldwide Governance Indicators mesure notamment la perception de la performance des services publics, du fonctionnement de la fonction publique, de l'élaboration et de l'exécution des politiques, ainsi que la crédibilité de l'engagement gouvernemental (Kaufmann et al., 2010). Il constitue donc un proxy pertinent de capacité administrative. Les WGI demeurent cependant des indicateurs composites, fondés sur plusieurs sources et sur des perceptions d'experts ou d'enquêtés ; leur interprétation appelle une lecture méthodologiquement mesurée (Apaza, 2009). La qualité institutionnelle peut favoriser la transparence budgétaire, mais elle ne se confond pas nécessairement avec les mécanismes spécifiques d'ouverture, de publication, de participation et de contrôle budgétaire.

2.3. Hypothèses

A partir de ces éléments théoriques et empiriques, trois hypothèses sont formulées. Compte tenu du caractère observationnel des données et de l'utilisation d'un modèle ARDL en série temporelle, elles portent sur des associations statistiques et non sur l'identification d'effets causaux.

La première hypothèse concerne la relation entre la transformation digitale et la transparence budgétaire. En facilitant la production, la diffusion, l'accessibilité et la traçabilité de l'information publique, le développement du gouvernement numérique devrait être associé à une plus grande ouverture de l'information budgétaire.

H1 : La transformation digitale, mesurée par l'EGDI, est associée positivement à la transparence budgétaire au Maroc.

La deuxième hypothèse porte sur l'efficacité gouvernementale. Une administration plus efficace peut disposer de capacités accrues pour produire, organiser et publier une information budgétaire fiable. Les travaux de Ríos et al. (2016) et de Renzio et Wehner (2017) suggèrent toutefois que cette relation dépend également de dispositifs budgétaires spécifiques de publication, de contrôle et de reddition des comptes. Une association positive est ainsi attendue, sans supposer que l'indicateur général d'efficacité gouvernementale mesure directement ces mécanismes.

H2 : L'efficacité gouvernementale, mesurée par l'indicateur Government Effectiveness, est associée positivement à la transparence budgétaire au Maroc.

La troisième hypothèse porte sur le niveau de développement économique. Un niveau de revenu plus élevé peut accroître les ressources administratives et techniques disponibles pour produire et diffuser l'information budgétaire. Cette relation suppose néanmoins que ces ressources soient effectivement mobilisées pour renforcer les capacités institutionnelles consacrées à la transparence budgétaire.

H3 : Le niveau de développement économique, représenté par le PIB par habitant, est associé positivement à la transparence budgétaire au Maroc.

3. Méthodologie de recherche

3.1. Stratégie méthodologique

Cette étude examine la relation entre la transformation digitale et la transparence budgétaire au Maroc sur la période 2006-2023. La transparence budgétaire est mesurée par l'Open Budget Index (OBI), tandis que la transformation digitale est appréhendée par l'E-Government Development Index (EGDI). Deux variables de contrôle sont intégrées : l'efficacité gouvernementale, mesurée par l'indicateur Government Effectiveness des Worldwide Governance Indicators, et le niveau de développement économique, représenté par le logarithme du PIB par habitant.

Le choix de l'indicateur Government Effectiveness se justifie par sa capacité à approximer la qualité des services publics, la qualité de la fonction publique, la formulation et la mise en œuvre des politiques publiques, ainsi que la crédibilité de l'engagement gouvernemental (Kaufmann et al., 2010). Cet indicateur appelle toutefois une lecture méthodologiquement mesurée, car les WGI sont des indicateurs composites, construits à partir de plusieurs sources et comportant une dimension perceptuelle (Apaza, 2009).

La relation de long terme sous-jacente au modèle empirique s'écrit comme suit :

$$OBI_t = \alpha_0 + \alpha_1 EGDI_t + \alpha_2 WGI_t + \alpha_3 LNGDPPC_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

où OBI_t désigne la transparence budgétaire, $EGDI_t$ la transformation digitale, WGI_t l'efficacité gouvernementale, $LNGDPPC_t$ le logarithme du PIB par habitant, et ε_t le terme d'erreur.

L'approche ARDL est retenue parce qu'elle permet d'étudier conjointement les dynamiques de court et de long terme entre les variables, sous réserve qu'aucune série ne soit intégrée d'ordre I(2). Elle est adaptée lorsque les séries sont intégrées d'ordre I(0) ou I(1), ou présentent une combinaison de ces deux ordres, ce qui correspond à la logique du test des bornes proposé par Pesaran et al. (2001).

Le recours à l'approche ARDL doit néanmoins tenir compte des contraintes liées à la taille de l'échantillon. Narayan (2005) montre que les valeurs critiques asymptotiques proposées par Pesaran et al. (2001) peuvent être moins précises dans les petits échantillons et fournit des valeurs critiques pour certaines tailles comprises entre 30 et 80 observations. Ces tables ne peuvent donc pas être appliquées directement à l'échantillon étudié. Haug (2002) souligne également que la puissance des tests de cointégration peut être affectée lorsque le nombre d'observations est limité. Ces réserves conduisent à privilégier une spécification parcimonieuse, une interprétation mesurée du test des bornes ainsi que le recours à des estimations complémentaires de la relation de long terme.

Le choix d'une approche en série temporelle sur un seul pays, plutôt qu'une approche comparative régionale en données de panel, tient à l'objectif de l'étude : documenter la dynamique propre du Maroc dans un cadre qui distingue explicitement les ajustements de court et de long terme. Une approche en panel sur la région MENA permettrait de contrôler une partie de l'hétérogénéité inobservée entre les pays et d'élargir la validité externe des résultats, mais elle imposerait d'harmoniser les séries d'EGDI, d'OBI, de WGI et de PIB par habitant à travers des pays aux trajectoires institutionnelles hétérogènes, au risque de masquer la dynamique propre à chaque contexte national. L'approche monopays permet à l'inverse d'examiner en détail la trajectoire marocaine, au prix d'une généralisation des résultats qui reste à établir par des travaux comparatifs ultérieurs.

3.2. Modèle ARDL

La spécification générale du modèle ARDL s'écrit comme suit :

$$OBI_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i OBI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_i EGDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \gamma_i WGI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \delta_i LNGDPPC_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

où p , q_1 , q_2 et q_3 représentent les retards associés respectivement à la variable dépendante et aux variables explicatives.

L'estimation initiale, paramétrée selon le critère d'information d'Akaike, conduit au modèle ARDL(1,0,0,0). Cette spécification signifie que l'OBI est introduit avec un retard, tandis que l'EGDI, le WGI et le logarithme du PIB par habitant sont introduits sans retard additionnel. Cette structure parcimonieuse permet de préserver les degrés de liberté dans un échantillon réduit, tout en estimant la relation de long terme entre transformation digitale et transparence budgétaire.

La forme à correction d'erreur permet ensuite d'examiner la dynamique de court terme et la vitesse de retour vers l'équilibre de long terme :

$$\Delta OBI_t = \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i \Delta OBI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \beta_i \Delta EGDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \gamma_i \Delta WGI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3-1} \delta_i \Delta LNGDPPC_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

où EC_{t-1} correspond au terme de correction d'erreur, alors que λ indique la vitesse de retour vers l'équilibre de long terme. Un coefficient λ négatif et statistiquement significatif indique l'existence d'un processus d'ajustement vers l'équilibre de long terme.

3.3. Données et analyses préliminaires

3.3.1. Données

L'étude repose sur une base annuelle harmonisée couvrant la période 2006-2023. Cette période a été retenue car elle constitue le plus long horizon permettant de réunir, de manière cohérente, les données portant sur la transparence budgétaire, la transformation digitale, l'efficacité gouvernementale et le niveau de développement économique du Maroc. Elle permet ainsi d'observer l'évolution conjointe de ces dimensions sur près de deux décennies.

La variable dépendante est la transparence budgétaire, mesurée par l'Open Budget Index (OBI), issu de l'Open Budget Survey publié par l'International Budget Partnership (n.d.). La transformation digitale est appréhendée à travers l'E-Government Development Index (EGDI), publié par le Département des affaires économiques et sociales des Nations Unies dans le cadre des enquêtes sur l'e-government (United Nations Department of Economic and Social Affairs, n.d.). L'efficacité gouvernementale, utilisée comme variable de contrôle institutionnel, provient des Worldwide Governance Indicators (World Bank, n.d.-b), tandis que le niveau de développement économique est approché par le logarithme du PIB par habitant, extrait des World Development Indicators (World Bank, n.d.-a).

Tableau 1 : Description des variables

Variable	Définition	Source
OBI	Open Budget Index	International Budget Partnership
EGDI	E-Government Development Index	UN DESA, E-Government Knowledgebase
WGI	Government Effectiveness	World Bank, Worldwide Governance Indicators
LNGDPPC	Logarithme du PIB par habitant	World Bank, World Development Indicators

Source : élaboré par les auteurs à partir des sources indiquées.

Afin d'obtenir une base homogène compatible avec l'estimation ARDL, une procédure d'harmonisation temporelle a été appliquée aux séries qui ne sont pas publiées annuellement. Pour l'OBI, une règle de maintien de palier a été retenue entre deux vagues d'enquête, tandis que pour l'EGDI, une interpolation linéaire a été appliquée entre les observations disponibles. Les séries WGI et le PIB par habitant sont directement disponibles en fréquence annuelle. Cette harmonisation permet de conserver une structure annuelle cohérente tout en respectant la nature des données disponibles et la logique de publication propre à chaque indicateur. Elle rend possible l'estimation du modèle sur une fréquence annuelle, sans modifier la définition conceptuelle des indicateurs mobilisés.

Ces choix d'harmonisation appellent plusieurs précautions. Des méthodes de désagrégation temporelle plus élaborées existent, notamment celles proposées par Chow et Lin (1971) et Denton (1971). Leur application suppose toutefois de disposer d'informations auxiliaires ou de séries indicatrices suffisamment fiables et continues, qui ne sont pas disponibles pour l'OBI et l'EGDI sur l'ensemble de la période étudiée. Une interpolation par spline aurait également imposé une trajectoire plus complexe entre les observations publiées, sans fondement empirique permettant d'en justifier la forme. L'interpolation linéaire de l'EGDI a donc été retenue en raison de sa simplicité et de sa transparence, tandis que le maintien de palier de l'OBI permet de ne pas attribuer de nouveau score entre deux vagues de l'Open Budget Survey. Ces conventions ne signifient pas que les indicateurs sont restés effectivement constants ou qu'ils ont évolué de manière parfaitement linéaire entre deux observations.

Elles peuvent lisser artificiellement les variations annuelles et modifier certaines propriétés statistiques des séries. Dezhbakhsh et Levy (1994) montrent notamment que l'interpolation linéaire peut affecter l'inférence issue des tests conventionnels de racine unitaire. Haug (2002) souligne, pour sa part, que l'agrégation temporelle peut réduire la puissance des tests de cointégration, en particulier lorsque l'échantillon est limité. Ces propriétés peuvent affecter la précision des tests de racine unitaire et de cointégration, ce qui justifie le recours à des vérifications complémentaires de la relation de long terme.

La base initiale comprend 18 observations annuelles, tandis que l'estimation principale en mobilise 17 après l'introduction du retard de la variable dépendante. Cette taille réduite limite la puissance des tests statistiques, accroît l'incertitude entourant les coefficients estimés et augmente le risque de surparamétrisation lorsque plusieurs retards sont introduits. Elle justifie ainsi le recours à une spécification ARDL parcimonieuse. Par ailleurs, les tables proposées par Narayan (2005) ne couvrent pas directement un échantillon aussi réduit. Les estimations DOLS et FMOLS sont donc mobilisées comme vérifications complémentaires de la relation de long terme, sans constituer une solution complète aux limites des données.

3.3.2. Analyse préliminaire

L'analyse descriptive permet d'identifier les grandes tendances des variables avant l'estimation économétrique. L'évolution de l'OBI montre que la transparence budgétaire au Maroc a progressé par phases au cours de la période étudiée. L'EGDI présente également une tendance globalement ascendante sur la période étudiée. Les évolutions du WGI et du PIB par habitant apparaissent plus modérées, mais elles s'inscrivent également dans une dynamique générale de progression.

Le tableau 2 fait apparaître des corrélations élevées entre l'OBI et l'EGDI (0,953), ainsi qu'entre l'OBI et le logarithme du PIB par habitant (0,839). La corrélation entre l'EGDI et le logarithme du PIB par habitant atteint également 0,763. Ces associations peuvent toutefois refléter des tendances communes aux séries et ne permettent pas, à elles seules, d'établir l'existence d'une relation statistique de long terme. Elles appellent donc l'examen des propriétés de stationnarité des variables et la recherche d'une éventuelle relation de cointégration.

Tableau 2 : Statistiques descriptives et corrélations des variables

Panel A : Statistiques descriptives

Statistique	OBI	EGDI	WGI	LNGDPPC
Moyenne	36,574	0,457	-0,198	8,086
Médiane	37,869	0,509	-0,210	8,096
Maximum	48,312	0,592	-0,019	8,246
Minimum	19,152	0,283	-0,326	7,799
Écart-type	9,484	0,114	0,092	0,105
Observations	18	18	18	18

Panel B : Corrélations de Pearson

Variable	OBI	EGDI	WGI	LNGDPPC
OBI	1,000	0,953	0,510	0,839
EGDI	0,953	1,000	0,579	0,763
WGI	0,510	0,579	1,000	0,526
LNGDPPC	0,839	0,763	0,526	1,000

Source : calculs des auteurs sous EViews 10.

3.3.3. Tests de multicollinéarité

Le Tableau 2 fait apparaître une corrélation élevée entre l'OBI et l'EGDI ($r = 0,953$). Cette corrélation concerne la variable dépendante et le régresseur principal : elle ne pose pas en soi de problème d'estimation. La question pertinente porte sur la colinéarité entre les régresseurs eux-mêmes. Un test de facteur d'inflation de la variance (VIF) a donc été réalisé sur les trois variables explicatives du modèle.

Tableau 3 : tests de multicollinéarité

Variable	VIF	Tolérance
EGDI	2,68	0,37
WGI	1,54	0,65
LNGDPPC	2,46	0,41

Note : indice de conditionnement calculé sur les variables centrées = 3,1. Repères usuels : $VIF < 10$; indice de conditionnement < 30 (Belsley et al., 1980).

Source : calculs des auteurs

Les VIF restent tous inférieurs à 3, loin du seuil de 10 retenu dans la littérature. L'indice de conditionnement, calculé après centrage des variables afin d'isoler la colinéarité entre régresseurs de celle liée à la constante, s'établit à 3,1 très en deçà du seuil de 30 proposé par Belsley et al. (1980). Ces résultats ne signalent donc pas de problème préoccupant de multicollinéarité entre l'EGDI, le WGI et le logarithme du PIB par habitant. La forte corrélation observée entre l'OBI et l'EGDI ne remet pas en cause ce constat, puisqu'elle concerne la relation entre la variable dépendante et un régresseur.

3.3.4. Tests de stationnarité

Avant l'estimation du modèle ARDL, la stationnarité des séries est vérifiée au moyen du test ADF afin d'identifier la présence éventuelle d'une racine unitaire dans les séries temporelles (Dickey & Fuller, 1979).

Au seuil de 5 %, l'hypothèse nulle de racine unitaire n'est rejetée en niveau pour aucune des séries. Elle est, en revanche, rejetée après leur première différenciation. Les variables sont ainsi intégrées d'ordre $I(1)$ et aucune n'est intégrée d'ordre $I(2)$, ce qui satisfait la condition préalable à l'application de l'approche ARDL et du test des bornes.

Tableau 4 : Tests de racine unitaire

Variable	Niveau	Première différence	Conclusion
OBI	Non stationnaire	Stationnaire ($p=0,0034$)	$I(1)$
EGDI	Non stationnaire	Stationnaire ($p=0,0004$)	$I(1)$
WGI	Non stationnaire	Stationnaire ($p=0,0005$)	$I(1)$
LNGDPPC	Non stationnaire au seuil de 5% ($p=0,0843$)	Stationnaire ($p=0,0006$)	$I(1)$

Note : les décisions de stationnarité sont établies au seuil de significativité de 5 %.

Source : estimations des auteurs sous EViews 10.

3.3.5. Test des bornes de cointégration

Le test des bornes examine l'existence d'une relation de niveau entre l'OBI, l'EGDI, l'efficacité gouvernementale et le PIB par habitant. L'hypothèse nulle correspond à l'absence de relation

de long terme entre les variables. Elle est rejetée lorsque la statistique F calculée dépasse la borne critique supérieure correspondant à la spécification retenue.

Le test est réalisé selon le cas 2, avec constante restreinte et sans tendance. La statistique F obtenue, égale à 4,612, dépasse la borne supérieure asymptotique de 3,67 au seuil de 5 %. Ce résultat soutient l'existence d'une relation de long terme entre les variables.

Tableau 5 : Test des bornes de cointégration

Statistique	Valeur
Statistique F	4,6120
k	3
Cas	Constante restreinte, sans tendance
Valeurs critiques asymptotiques 10 % I(0) / I(1)	2,37 / 3,20
Valeurs critiques asymptotiques 5 % I(0) / I(1)	2,79 / 3,67
Valeurs critiques asymptotiques 1 % I(0) / I(1)	3,65 / 4,66
Décision	Rejet de H_0 au seuil de 5 % selon les bornes asymptotiques

Note : k désigne le nombre de variables explicatives incluses dans la relation de long terme.

Source : estimations des auteurs sous EViews 10 ; valeurs critiques asymptotiques de Pesaran et al. (2001)

3.3.6. Tests diagnostiques et stabilité

Après l'estimation du modèle, plusieurs tests diagnostiques sont réalisés afin d'apprécier la qualité économétrique de la spécification retenue. Les tests portent sur l'autocorrélation des résidus, l'hétéroscédasticité, la normalité, les effets ARCH, la spécification fonctionnelle et la stabilité des paramètres.

Tableau 6 : Tests diagnostiques

Test	Statistique principale	p-value	Conclusion
Breusch-Godfrey LM retard 2	F = 0,855	0,454	Absence d'autocorrélation détectée
Correlogram-Q-statistics	Q(12) = 7,458	0,826	Absence d'autocorrélation détectée
Breusch-Pagan-Godfrey	F = 1,119	0,392	Absence d'hétéroscédasticité détectée
ARCH - retard 1	F = 0,274	0,609	Absence d'effet ARCH détecté
Jarque-Bera	JB = 0,205	0,903	Hypothèse de normalité non rejetée
Ramsey RESET	F = 0,052	0,823	Absence d'erreur de spécification détectée
CUSUM	Graphique	-	Stabilité des paramètres

Source : estimations des auteurs sous EViews 10.

Les résultats présentés dans le tableau 6 ne mettent pas en évidence d'autocorrélation résiduelle, d'hétéroscédasticité ou d'effet ARCH, tandis que l'hypothèse de normalité des résidus n'est pas rejetée. Le test de Ramsey RESET ne révèle pas d'erreur de spécification fonctionnelle et le test CUSUM indique que les paramètres restent stables sur la période étudiée. Dans l'ensemble, ces diagnostics soutiennent l'adéquation économétrique de la spécification retenue. Cette évaluation sera complétée par des tests de robustesse fondés sur des estimations alternatives.

4. Résultats et discussion

4.1. Résultats de long terme

La statistique F du test des bornes, égale à 4,612, dépasse la borne supérieure asymptotique au seuil de 5 %. Ce résultat soutient l'existence d'une relation de long terme entre la transparence budgétaire, la transformation digitale, l'efficacité gouvernementale et le niveau de développement économique. Cette conclusion est examinée conjointement avec le mécanisme de correction d'erreur, les tests diagnostiques et les estimations complémentaires présentés dans les sous-sections suivantes.

Tableau 7 : Coefficients de long terme

Variable	Coefficient	Erreur standard	t-statistique	p-value
EGDI	65,1848	10,4901	6,2139	0,0000
WGI	-10,8729	9,8614	-1,1026	0,2918
LNGDPPC	26,9048	13,5853	1,9804	0,0710
C	-212,8358	106,9549	-1,9900	0,0699

Source : estimations des auteurs sous EViews 10.

Le coefficient de long terme de l'EGDI est positif et statistiquement significatif au seuil de 1 %. Compte tenu de l'échelle de cet indice, une hausse de 0,10 point de l'EGDI est associée, toutes choses égales par ailleurs, à une augmentation estimée de 6,52 points de l'OBI. Ce résultat indique ainsi qu'un niveau plus élevé de développement du gouvernement numérique est associé à un niveau plus élevé de transparence budgétaire au Maroc.

Cette relation est compatible avec l'idée selon laquelle les outils numériques peuvent faciliter la production, la diffusion, l'accessibilité et la traçabilité de l'information publique lorsqu'ils sont effectivement mobilisés à cette fin. Dans le cadre de l'économie de l'information, elle peut notamment être rapprochée de la réduction des coûts de production et de circulation de l'information évoquée par Stiglitz (2000). Le modèle ne permet toutefois pas d'isoler directement ce mécanisme.

Le signe positif obtenu rejoint les conclusions de Taiwo (2025), qui met en évidence une relation positive entre l'e-governance et la transparence budgétaire dans un panel international. L'auteur estime un effet marginal de 0,4658 à partir d'un modèle probit fractionnaire. Cette valeur ne peut cependant pas être comparée directement au coefficient de 65,18 obtenu dans la présente étude, en raison des différences d'échantillon, de méthode économétrique, de spécification et d'interprétation des coefficients. Les résultats de Jin et Wang (2025) vont également dans le sens d'une relation positive entre la gouvernance numérique de la supervision budgétaire et la transparence fiscale locale. La comparaison reste néanmoins qualitative, leur analyse portant sur des villes chinoises et sur un indicateur numérique différent de l'EGDI.

Dans le contexte marocain, les travaux d'Ed-Daou (2026), d'Ouboumlik et Ouazzani Touhami (2024) et de Tahtah (2022) documentent les évolutions de la digitalisation des finances publiques, de la dématérialisation des procédures et de la modernisation administrative. Ils apportent un éclairage contextuel à l'association observée, sans constituer une vérification directe de la relation économétrique entre l'EGDI et l'OBI.

L'association positive de l'EGDI ne signifie pas que la digitalisation produit automatiquement une plus grande transparence. Elle doit être interprétée au regard des conditions institutionnelles et informationnelles qui rendent les données publiques accessibles, lisibles et réutilisables. Janssen et al. (2012) rappellent que la simple mise en ligne des données ne garantit ni leur utilisation ni la production de bénéfices publics. Wirtz et al. (2022) soulignent également que les résultats de l'ouverture des données publiques dépendent des modalités de mise en œuvre et des usages effectifs. La relation observée est donc compatible avec une digitalisation articulée à des dispositifs de publication et de traçabilité, sans que ces mécanismes soient directement testés par le modèle.

Le coefficient du WGI est négatif mais statistiquement non significatif. Avec une p-value de 0,2918, le modèle ne permet pas d'établir l'existence d'une association statistiquement significative entre l'efficacité gouvernementale et la transparence budgétaire à long terme. Le signe négatif du coefficient ne doit donc pas faire l'objet d'une interprétation substantielle. Ce résultat ne signifie notamment pas que l'efficacité gouvernementale réduit la transparence budgétaire.

Cette absence de significativité peut être mise en perspective avec la différence entre l'efficacité administrative générale, mesurée par l'indicateur Government Effectiveness, et les mécanismes spécifiquement budgétaires de publication, de participation et de contrôle. Le modèle ne permet

toutefois pas de déterminer si cette distinction explique le résultat obtenu. Kaufmann et al. (2010) définissent Government Effectiveness comme une mesure agrégée portant notamment sur la qualité des services publics, le fonctionnement de la fonction publique et la capacité d'élaboration et de mise en œuvre des politiques publiques. Apaza (2009) rappelle également que les WGI sont des indicateurs composites comportant une dimension perceptuelle. De Renzio et Wehner (2017) et Ríos et al. (2016) mettent, pour leur part, l'accent sur le rôle de dispositifs budgétaires plus spécifiques.

Le coefficient associé au PIB par habitant est positif et statistiquement significatif au seuil de 10 %, mais pas au seuil de 5 %. Ce résultat fournit une indication plus faible d'une association positive entre le niveau de développement économique et la transparence budgétaire. Il ne permet pas de considérer le PIB par habitant comme un facteur solidement établi dans la spécification retenue. Il reste néanmoins cohérent avec l'idée que les ressources économiques peuvent accompagner le renforcement des capacités administratives, sans suffire à expliquer l'ouverture budgétaire. Les travaux d'Alt et Lassen (2006) et de Benito et Bastida (2009) montrent en effet que la transparence budgétaire est également liée à des dimensions institutionnelles, politiques et de discipline fiscale.

Dans la spécification principale de long terme, l'EGDI est la seule variable explicative statistiquement significative au seuil de 1 %. Ce résultat soutient l'existence d'une association positive entre le développement du gouvernement numérique et la transparence budgétaire au Maroc. Il ne permet toutefois ni d'établir une relation causale stricte ni de conclure que la digitalisation suffit, à elle seule, à produire une plus grande ouverture budgétaire.

4.2. Dynamique de court terme et ajustement ECM

La représentation à correction d'erreur associée au modèle ARDL (1,0,0,0) permet d'analyser le processus d'ajustement vers la relation de long terme. Compte tenu des ordres de retard retenus, cette représentation ne comporte pas de termes distincts en différences premières pour l'EGDI, le WGI et le logarithme du PIB par habitant. La dynamique de court terme identifiée par le modèle est donc principalement résumée par le terme de correction d'erreur.

Tableau 8 : Résultats du modèle à correction d'erreur

Variable	Coefficient	Erreur standard	t-statistique	p-value
CointEq(-1)	-0,9361	0,1688	-5,5450	0,0001

Source : estimations des auteurs sous EViews 10.

Le coefficient CointEq(-1) est égal à -0,9361 et statistiquement significatif au seuil de 1 %. Il indique qu'environ 93,6 % de l'écart par rapport à l'équilibre de long terme est corrigé au cours de l'année suivante. La vitesse d'ajustement est donc élevée. Sa valeur négative, comprise entre -1 et 0, correspond à un processus de convergence vers l'équilibre sans ajustement oscillatoire. Il faut cependant préciser que ce coefficient mesure la correction du déséquilibre antérieur et ne représente pas un effet immédiat de l'EGDI, du WGI ou du PIB par habitant sur l'OBI. De même, l'absence de coefficients distincts en différences premières ne permet pas de conclure à une absence de réactions de court terme : elle signifie seulement que la spécification retenue ne les identifie pas séparément.

Le fait que l'analyse mette principalement en évidence une relation de long terme reste cohérent avec le caractère progressif des réformes numériques et budgétaires. La fréquence annuelle des données et l'harmonisation appliquée à l'OBI et à l'EGDI peuvent également limiter la détection de variations de courte durée. Ces éléments fournissent un cadre d'interprétation, sans constituer des mécanismes directement testés par le modèle.

La représentation ECM soutient ainsi l'existence d'un ajustement rapide vers la relation de long terme. Sa portée concerne la vitesse de convergence après un déséquilibre, et non l'estimation

d'effets annuels propres à chacune des variables explicatives. Dans la spécification estimée, environ 6,4 % seulement du déséquilibre antérieur subsistent après une année.

4.3. Tests de robustesse et analyses complémentaires

Quatre analyses complémentaires ont été menées afin d'examiner la sensibilité du résultat principal au choix des retards, à la méthode d'estimation et à la dynamique de la relation entre les variables.

Une analyse de sensibilité aux ordres de retard a d'abord été réalisée à partir de 54 spécifications ARDL, comprenant 1 ou 2 retards pour la variable dépendante et de 0 à 2 retards pour chacune des variables explicatives. Afin de rendre les critères d'information comparables, l'ensemble des modèles a été estimé sur un échantillon commun de 16 observations. Le tableau 9 présente les 10 spécifications les mieux classées selon le critère de Schwarz.

Tableau 9 : Dix meilleures spécifications ARDL selon le critère de Schwarz

Spécification ARDL(p, q_1, q_2, q_3)	k	AIC	SC (BIC)	R ² ajusté	Coefficient LT de l'EGDI
(1,1,2,0)	8	1,9578	2,3441	0,9076	56,96
(1,0,0,0) retenue	5	2,1230	2,3644	0,8847	65,75
(2,0,2,2)	10	1,9022	2,3850	0,9092	153,91
(1,1,0,0)	6	2,0993	2,3890	0,8907	63,54
(1,1,1,0)	7	2,0635	2,4015	0,8966	59,34
(1,0,2,2)	9	1,9890	2,4236	0,9039	96,16
(1,2,2,0)	9	1,9930	2,4276	0,9035	60,92
(1,0,1,0)	6	2,1499	2,4397	0,8850	62,83
(1,0,2,0)	7	2,1433	2,4813	0,8880	60,56
(1,1,2,2)	10	2,0055	2,4883	0,8994	79,03

Note : k désigne le nombre de paramètres estimés. Le coefficient de 65,75 est obtenu sur l'échantillon commun de 16 observations, tandis que l'estimation principale de 65,18 repose sur 17 observations.

Source : Estimations des auteurs sous EViews 10.

Le modèle ARDL(1,0,0,0) figure ainsi parmi les spécifications les mieux classées selon le critère de Schwarz, qui pénalise davantage la complexité que l'AIC. Le coefficient de long terme de l'EGDI conserve un signe positif dans les dix modèles présentés. Son amplitude varie cependant selon les ordres de retard, de 56,96 à 153,91. Cette analyse soutient donc la stabilité du signe de l'association, mais non celle de la valeur exacte du coefficient.

Deux estimateurs alternatifs de la relation de long terme ont ensuite été mobilisés : le DOLS de Stock & Watson (1993) et le FMOLS de Phillips & Hansen (1990). Le tableau 10 compare leurs résultats à ceux du modèle ARDL de référence.

Tableau 10 : Tests de robustesse, comparaison des estimateurs de long terme

Variable	ARDL (référence)	DOLS	FMOLS
EGDI	65,18***	60,44**	63,99***
WGI	-10,87	-8,54	-10,60**
LNGDPPC	26,90*	48,93	30,65***

Note : *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. DOLS estimé avec un retard et une avance et erreurs de Newey-West ; FMOLS avec noyau de Bartlett.

Source : Estimations des auteurs sous EViews 10.

Le coefficient de l'EGDI reste positif et statistiquement significatif dans les trois estimations, avec des valeurs comprises entre 60,44 et 65,18. Cette proximité montre que le résultat principal relatif à l'EGDI ne dépend pas exclusivement de l'estimateur ARDL. Les coefficients des variables de contrôle sont moins stables. Le WGI n'est significatif que dans l'estimation FMOLS, tandis que le PIB par habitant conserve un signe positif, mais présente une significativité variable selon les méthodes. Les estimateurs alternatifs soutiennent donc principalement la stabilité du résultat relatif à l'EGDI.

Les analyses sont complétées par des tests de causalité au sens de Granger appliqués aux variables en différences premières avec un et deux retards.

Tableau 11 : Test de causalité de Granger sur variables en différences premières

Hypothèse nulle	Retards	Statistique F	p-value	Observations
Δ EGDI ne cause pas au sens de Granger Δ OBI	1	0,3157	0,5838	16
Δ OBI ne cause pas au sens de Granger Δ EGDI	1	0,1172	0,7376	16
Δ EGDI ne cause pas au sens de Granger Δ OBI	2	1,1723	0,3488	15
Δ OBI ne cause pas au sens de Granger Δ EGDI	2	0,5114	0,6145	15

Note : Δ désigne l'opérateur de différence première.

Source : Estimations des auteurs sous EViews 10.

Aucune des hypothèses nulles n'est rejetée aux seuils usuels. Dans les spécifications examinées, les variations passées de l'EGDI n'améliorent donc pas significativement la prévision des variations de l'OBI, et la conclusion est identique dans le sens inverse. Ces résultats ne permettent toutefois pas d'affirmer l'absence définitive d'une relation de court terme, notamment en raison du faible nombre d'observations disponible pour ces tests.

Enfin, l'examen de la faible exogénéité repose sur la significativité du terme de correction d'erreur dans les équations associées aux différentes variables. Ce terme est significatif au seuil de 10 % dans l'équation de l'OBI, avec un coefficient de -0,872 et une p-value de 0,071, alors qu'il n'est pas significatif dans les équations de l'EGDI, du WGI et du logarithme du PIB par habitant. Cette configuration est compatible avec un ajustement aux déséquilibres de long terme principalement porté par l'OBI et avec une faible exogénéité des variables explicatives à l'égard des paramètres de long terme. La significativité n'étant obtenue qu'au seuil de 10 %, ce résultat reste indicatif et ne permet pas d'établir une causalité de l'EGDI vers l'OBI.

Dans l'ensemble, le signe positif de l'EGDI se maintient à travers les estimateurs alternatifs et les spécifications ARDL les mieux classées. Son coefficient reste proche dans les estimations ARDL, DOLS et FMOLS, bien que son amplitude soit plus sensible au choix des ordres de retard. Les résultats relatifs au WGI et au PIB par habitant apparaissent moins stables. Les analyses de Granger et de faible exogénéité complètent l'examen de la dynamique sans établir de relation causale stricte. Le résultat le plus stable demeure ainsi l'association positive de long terme entre l'EGDI et l'OBI.

4.4. Synthèse des hypothèses

Les résultats permettent d'apprécier le soutien empirique apporté aux trois hypothèses de recherche.

Tableau 12 : Synthèse des hypothèses

Hypothèse	Relation attendue	Résultat empirique	Décision
H1	Association positive entre EGDI et OBI	Coefficient positif et significatif	Soutenue
H2	Association positive entre WGI et OBI	Coefficient négatif mais non significatif	Non soutenue
H3	Association positive entre LNGDPPC et OBI	Coefficient positif et faiblement significatif	Partiellement soutenue

Source : auteurs.

Les estimations soutiennent H1 : l'EGDI est positivement et significativement associé à l'OBI à long terme. Cette relation constitue le résultat le plus stable de l'analyse, puisque le signe positif de l'EGDI se maintient dans les estimations alternatives. H2 n'est pas soutenue, le coefficient du WGI n'étant pas statistiquement significatif dans le modèle principal. Ce résultat ne permet donc pas d'établir une association entre l'efficacité gouvernementale générale et la transparence budgétaire sur la période étudiée. H3 reçoit un soutien plus limité : le coefficient du PIB par habitant est positif et significatif au seuil de 10 % dans le modèle ARDL, mais sa

significativité varie selon les méthodes d'estimation. Dans l'ensemble, la relation entre la transformation digitale et la transparence budgétaire ressort de manière plus nette et plus stable que celles concernant les deux variables de contrôle.

5. Conclusion

Cette étude a analysé la relation entre la transformation digitale et la transparence budgétaire au Maroc sur la période 2006-2023. En mobilisant l'Open Budget Index comme mesure de la transparence budgétaire et l'E-Government Development Index comme indicateur de transformation digitale, l'article s'est attaché à apprécier dans quelle mesure les progrès du gouvernement numérique sont associés à l'évolution de l'ouverture budgétaire. L'approche ARDL a permis d'examiner l'existence d'une relation de long terme et le processus d'ajustement après un déséquilibre, en intégrant l'efficacité gouvernementale et le PIB par habitant comme variables de contrôle.

Les résultats mettent en évidence la présence d'une relation de long terme entre les variables étudiées. Le principal résultat est le coefficient positif et significatif de l'EGDI, qui indique que le développement de l'e-gouvernement est associé à un niveau plus élevé de transparence budgétaire au Maroc. Le signe positif de cette relation se maintient dans les estimations DOLS et FMOLS ainsi que dans les spécifications ARDL les mieux classées selon le critère de Schwarz, même si l'ampleur du coefficient varie selon les ordres de retard retenus. La transformation digitale constitue ainsi la dimension dont la relation avec la transparence budgétaire ressort de la manière la plus nette et la plus stable dans les estimations réalisées.

Les résultats concernant les variables de contrôle apparaissent plus nuancés. L'efficacité gouvernementale présente un coefficient négatif mais non significatif. Le modèle ne permet donc pas d'établir une association statistiquement significative entre l'efficacité gouvernementale et la transparence budgétaire. Le signe négatif du coefficient ne signifie pas que l'efficacité administrative réduit l'ouverture budgétaire. Le PIB par habitant présente un coefficient positif, mais sa significativité reste limitée au seuil de 10 % dans le modèle ARDL et varie selon les méthodes d'estimation. Le résultat relatif au niveau de développement économique apparaît ainsi moins solidement établi que celui concernant l'EGDI.

La représentation à correction d'erreur met également en évidence un ajustement rapide vers la relation de long terme après un déséquilibre. Cette dynamique ne doit toutefois pas être assimilée à un effet immédiat de l'EGDI, du WGI ou du PIB par habitant sur l'OBI. Compte tenu de la structure ARDL retenue, les réactions annuelles propres à chacune des variables explicatives ne sont pas identifiées séparément.

Sur le plan théorique, cette étude apporte un éclairage empirique à la littérature sur la gouvernance numérique et la transparence budgétaire. Le résultat relatif à l'EGDI est cohérent avec le cadre de l'économie de l'information, selon lequel le numérique peut faciliter la production, la diffusion et l'accès à l'information publique. Il souligne également l'intérêt de distinguer la capacité administrative générale des mécanismes plus directement liés à la redevabilité budgétaire, tels que la publication des documents, la participation citoyenne et le contrôle institutionnel. La non-significativité de l'indicateur Government Effectiveness montre toutefois que ces mécanismes ne peuvent pas être déduits automatiquement d'une mesure globale de l'efficacité gouvernementale.

Ces résultats ont plusieurs implications. Ils suggèrent que la digitalisation des finances publiques gagne à être accompagnée de dispositifs garantissant la qualité, l'actualisation, la lisibilité et la réutilisabilité de l'information budgétaire. La diffusion numérique de documents ou de plateformes ne suffit pas ; les données doivent être complètes, compréhensibles, accessibles, actualisées et réutilisables. Dans le cas marocain, la dématérialisation des procédures et le développement des plateformes numériques peuvent soutenir l'ouverture

budgétaire lorsqu'ils facilitent effectivement l'accès des citoyens, des médias, des chercheurs et des institutions de contrôle à une information exploitable.

L'étude présente plusieurs limites. La première tient à la taille réduite de l'échantillon, qui limite la puissance des tests et la précision des estimations. La deuxième concerne l'harmonisation temporelle de l'OBI et de l'EGDI : le maintien de l'OBI par paliers et l'interpolation linéaire de l'EGDI peuvent lisser les variations annuelles et influencer certaines propriétés statistiques des séries. La troisième résulte du caractère agrégé des indicateurs mobilisés. L'EGDI ne mesure pas spécifiquement la digitalisation budgétaire, tandis que l'OBI ne saisit pas nécessairement toutes les particularités du contexte marocain. Enfin, l'analyse centrée sur un seul pays limite la généralisation des résultats à d'autres contextes institutionnels. Les recherches futures pourraient prolonger cette analyse dans trois directions. Une comparaison du Maroc avec d'autres pays de la région MENA permettrait d'examiner la portée régionale de la relation observée. Le recours à des indicateurs plus directement liés à la digitalisation financière, tels que le taux de dématérialisation des marchés publics ou le nombre de documents budgétaires publiés en ligne, aiderait à identifier les dispositifs numériques les plus étroitement associés à l'ouverture budgétaire. Enfin, des investigations qualitatives auprès des administrations et des utilisateurs de l'information publique permettraient de mieux comprendre les mécanismes institutionnels par lesquels cette relation se construit.

En définitive, l'article met en évidence une association positive entre la transformation digitale et la transparence budgétaire au Maroc. Sans établir une relation causale stricte, l'analyse souligne que la transformation digitale constitue une dimension pertinente pour comprendre l'évolution de l'ouverture budgétaire dans le contexte marocain.

Références

- (1). Alt, J. E., & Lassen, D. D. (2006). Fiscal transparency, political parties, and debt in OECD countries. *European Economic Review*, 50(6), 1403-1439.
- (2). <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2005.04.001>
- (3). Apaza, C. R. (2009). Measuring governance and corruption through the Worldwide Governance Indicators: Critiques, responses, and ongoing scholarly discussion. *PS: Political Science & Politics*, 42(1), 139-143. <https://doi.org/10.1017/S1049096509090106>
- (4). Belsley, D. A., Kuh, E., & Welsch, R. E. (1980). *Regression diagnostics: Identifying influential data and sources of collinearity*. Wiley. <https://doi.org/10.1002/0471725153>
- (5). Benito, B., & Bastida, F. (2009). Budget transparency, fiscal performance, and political turnout: An international approach. *Public Administration Review*, 69(3), 403-417.
- (6). <https://doi.org/10.1111/j.1540-6210.2009.01988.x>
- (7). Bertot, J. C., Jaeger, P. T., & Grimes, J. M. (2010). Using ICTs to create a culture of transparency: E-government and social media as openness and anti-corruption tools for societies. *Government Information Quarterly*, 27(3), 264-271.
- (8). <https://doi.org/10.1016/j.giq.2010.03.001>
- (9). Chow, G. C., & Lin, A. (1971). Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series. *The Review of Economics and Statistics*, 53(4), 372-375. <https://doi.org/10.2307/1928739>
- (10). Denton, F. T. (1971). Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: An Approach Based on Quadratic Minimization. *Journal of the American Statistical Association*, 66(333), 99-102. <https://doi.org/10.2307/2284856>
- (11). de Renzio, P., & Wehner, J. (2017). The impacts of fiscal openness: A review of the evidence. *The World Bank Research Observer*, 32(2), 185-210. <https://doi.org/10.1093/wbro/lkx004>

- (12). Dezhbakhsh, H., & Levy, D. (1994). Periodic properties of interpolated time series. *Economics Letters*, 44(3), 221-228. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(93\)00378-2](https://doi.org/10.1016/0165-1765(93)00378-2)
- (13). Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- (14). Ed-Daou, M. (2026). La transition digitale comme mécanisme de la transparence budgétaire : Une contribution à l'évaluation par l'indice des budgets ouvert au Maroc ? *Revue Internationale de la Recherche Scientifique*, 4(1), 319-331. <https://doi.org/10.5281/zenodo.18297647>
- (15). El Haddad, H., Chafik, K., & Mghizou, H. (2023). Tendances technologiques de la transformation digitale des administrations fiscales à l'échelle internationale : Revue de littérature et état des lieux cas du Maroc. *European Scientific Journal*, 19(19), 68. <https://doi.org/10.19044/esj.2023.v19n19p68>
- (16). Guillamón, M.-D., Bastida, F., & Benito, B. (2011). The Determinants of local government's financial transparency. *Local Government Studies*, 37(4), 391-406.
- (17). <https://doi.org/10.1080/03003930.2011.588704>
- (18). Haug, A. A. (2002). Temporal aggregation and the power of cointegration tests: A Monte Carlo study. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64(4), 399-412. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00025>
- (19). International Budget Partnership. (2024). *Strengthening budget transparency and accountability in the Middle East and North Africa*. International Budget Partnership. <https://www.internationalbudget.org/open-budget-survey/strengthening-budget-transparency-and-accountability-middle-east-and-north>
- (20). International Budget Partnership. (n.d.). *Open Budget Survey*. Consulté le 20 janvier 2026. <https://www.internationalbudget.org/open-budget-survey>
- (21). Janssen, M., Charalabidis, Y., & Zuiderwijk, A. (2012). Benefits, adoption barriers and myths of open data and open government. *Information Systems Management*, 29(4), 258-268. <https://doi.org/10.1080/10580530.2012.716740>
- (22). Jin, P., & Wang, Z. (2025). Digital budget supervision governance and local government fiscal transparency. *International Review of Economics & Finance*, 102, 104306. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2025.104306>
- (23). Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2010). *The Worldwide Governance Indicators: Methodology and analytical issues* (Policy Research Working Paper No. 5430). World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-5430>
- (24). Kopits, G., & Craig, J. (1998). *Transparency in government operations* (Occasional Paper No. 158). International Monetary Fund. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/op/158/op158.pdf>
- (25). Lakir, R., & Habboub, S. (2023). E-government in Morocco: Realities, challenges and prospects. *Journal of Economics, Finance and Management Studies*, 6(9), 4664-4673. <https://doi.org/10.47191/jefms/v6-i9-59>
- (26). Meijer, A. (2009). Understanding modern transparency. *International Review of Administrative Sciences*, 75(2), 255-269. <https://doi.org/10.1177/0020852309104175>
- (27). Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China : Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- (28). <https://doi.org/10.1080/00036840500278103>
- (29). OECD. (2002). OECD best practices for budget transparency. *OECD Journal on Budgeting*, 1(3), 7-14. <https://doi.org/10.1787/budget-v1-art14-en>
- (30). OECD. (2018). *Digital government review of morocco: Laying the foundations for the digital transformation of the public sector in Morocco*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264298729-en>

- (31). Open Government Partnership. (n.d.). *Strengthening budget transparency (MO0025): Morocco*. Consulté le 12 mars 2026.
- (32). <https://www.opengovpartnership.org/members/morocco/commitments/MO0025/>
- (33). Ouajdouni, A., Chafik, K., & Boubker, O. (2020). Transformation digitale de l'administration publique au Maroc : Revue de la littérature et état des lieux. *European Scientific Journal*, 16(19), 406. <https://doi.org/10.19044/esj.2020.v16n19p406>
- (34). Ouboumlik, A., & Ouazzani Touhami, N. (2024). Digitalization of public finances and public procurement in Morocco: Impacts on business climate. *International Journal of Public Administration in the Digital Age*, 11(1), 1-26. <https://doi.org/10.4018/IJPADA.359178>
- (35). Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- (36). Phillips, P. C. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125. <https://doi.org/10.2307/2297545>
- (37). Ríos, A.-M., Bastida, F., & Benito, B. (2016). Budget transparency and legislative budgetary oversight: An international approach. *The American Review of Public Administration*, 46(5), 546-568. <https://doi.org/10.1177/0275074014565020>
- (38). Stiglitz, J. E. (2000). The contributions of the economics of information to twentieth century economics. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(4), 1441-1478. <https://doi.org/10.1162/003355300555015>
- (39). Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783-820. <https://doi.org/10.2307/2951763>
- (40). Tahtah, H. (2022). La dématérialisation de la dépense publique et la transformation digitale au Maroc : État d'art. *Revue Internationale du Chercheur*, 3(2), 308-319.
- (41). Taiwo, K. (2025). Information technology and governance: Does e-governance aid budget transparency? *Journal of Development Policy and Practice*, 10(2), 230-251. <https://doi.org/10.1177/24551333241242195>
- (42). Taoufik, A. O., & Azmani, A. (2022). Toward a holistic public procurement 4.0. Case study: Moroccan public procurement. In: Hamlich, M., Bellatreche, L., Siadat, A., Ventura, S. (eds) *Smart applications and data analysis SADASC 2022. Communications in Computer and Information Science*, (Vol. 1677, p. 104-114). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-031-20490-6_9
- (43). United Nations Department of Economic and Social Affairs. (n.d.). *E-Government Knowledgebase: Morocco*. Consulté le 05 avril 2026.
- (44). <https://publicadministration.un.org/egovkb/en-us/Data/Country-Information/id/115-Morocco/dataYear/2024>
- (45). Wirtz, B. W., Weyerer, J. C., Becker, M., & Müller, W. M. (2022). Open government data : A systematic literature review of empirical research. *Electronic Markets*, 32, 2381-2404. <https://doi.org/10.1007/s12525-022-00582-8>
- (46). World Bank. (n.d.-a). *GDP per capita (current US\$)*. Consulté le 05 avril 2026. <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CD?locations=MA>
- (47). World Bank. (n.d.-b). *Worldwide Governance Indicators*. Consulté le 05 avril 2026. <https://databank.worldbank.org/source/worldwide-governance-indicators>