

**Veille stratégique et soutenabilité des finances publiques :
Modélisation économique et analyse benchmark du Maroc**

**Strategic Foresight and Public Finance Sustainability : Economic
Modelling and Preliminary Benchmark Evidence for Morocco**

MOHAMED ELOUAZZANI

Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales – Salé
Université Mohammed V – Rabat, Maroc

Date de soumission : 21/05/2026

Date d'acceptation : 16/07/2026

Pour citer cet article :

ELOUAZZANI. M. (2026) « Veille stratégique et soutenabilité des finances publiques : Modélisation économique et analyse benchmark du Maroc », Revue Française d'Économie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 8 » pp: 720- 756.

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



Résumé

Cet article examine la relation entre la veille stratégique et la soutenabilité des finances publiques dans un panel de vingt pays observés entre 2005 et 2024, soit 400 observations, avec un focus sur le Maroc. La veille stratégique est mesurée par un indice composite fondé sur la transparence budgétaire, la gestion des risques fiscaux et la programmation budgétaire à moyen terme. La base d'estimation harmonise des séries issues du FMI, de la Banque mondiale, de l'Open Budget Survey et du PEFA selon un protocole commun de codification, de normalisation et de traçabilité. La stratégie économétrique combine statistiques descriptives, modèle à effets aléatoires retenu après le test de Hausman, effets fixes en robustesse, erreurs standards clusterisées, correction de Driscoll-Kraay, fonction de réaction budgétaire et extension GMM. Les résultats font apparaître une association négative entre l'indice de veille stratégique et la dette dans les modèles statiques, ainsi qu'une association positive avec le solde budgétaire. L'interaction entre la dette retardée et l'indice n'est pas significative, tandis que la spécification dynamique révèle une forte inertie de la dette. Une analyse bornée chiffre en outre l'incidence maximale des pondérations alternatives sur la mesure de l'indice et sur les valeurs ajustées.

Mots clés : Finances publiques ; veille stratégique ; soutenabilité budgétaire ; gouvernance anticipative ; Maroc.

Abstract

This article examines the relationship between strategic foresight and public finance sustainability in a panel of twenty countries observed from 2005 to 2024, yielding 400 observations, with a focus on Morocco. Strategic foresight is measured through a composite index combining budget transparency, fiscal risk management and medium-term budgetary planning. The estimation dataset harmonizes series from the IMF, the World Bank, the Open Budget Survey and PEFA through a common coding, normalization and traceability protocol. The econometric strategy combines descriptive statistics, a random-effects model selected after the Hausman test, fixed-effects robustness checks, country-clustered standard errors, the Driscoll-Kraay correction, a fiscal reaction function and a dynamic GMM extension. The results indicate a negative association between the strategic foresight index and public debt in static models, and a positive association with the budget balance. The interaction between lagged debt and the index is not statistically significant, while the dynamic specification reveals strong debt persistence. A bounded sensitivity analysis also quantifies the maximum effect of alternative weighting schemes on the index and on fitted outcomes.

Keywords : Public finance ; strategic foresight ; fiscal sustainability ; anticipatory governance ; Morocco.

Introduction

La soutenabilité des finances publiques conditionne la stabilité macroéconomique, la crédibilité de l'État et la continuité des politiques publiques. Elle ne se réduit ni au niveau ponctuel de la dette ni au respect annuel d'un objectif de déficit. Elle dépend également de la capacité des institutions à détecter les risques, à produire une information budgétaire fiable, à construire des scénarios et à ajuster les décisions avant que les déséquilibres ne deviennent difficiles à corriger.

L'intérêt du sujet s'est renforcé avec la succession de chocs financiers, sanitaires, inflationnistes, énergétiques et climatiques. Ces chocs accroissent les dépenses contraintes, fragilisent les recettes et rendent les trajectoires de financement plus incertaines. Pour le Maroc, l'enjeu est particulièrement important en raison des besoins d'investissement, de l'extension de la protection sociale, des risques hydriques et climatiques et de la sensibilité aux conditions de financement. Dans ce contexte, la veille stratégique peut compléter les instruments budgétaires classiques en organisant la détection des signaux faibles, le suivi des passifs contingents et l'examen de scénarios alternatifs.

La littérature documente largement le rôle des règles budgétaires, des procédures de préparation du budget, de la transparence, des institutions fiscales et des cadres à moyen terme. Une revue ciblée de ces travaux montre toutefois que la veille stratégique est plus souvent étudiée comme une capacité administrative ou prospective que comme une variable explicative intégrée directement dans un modèle de soutenabilité. L'originalité recherchée est donc relative et circonscrite : elle consiste à opérationnaliser cette capacité institutionnelle au moyen d'un indice composite et à examiner son association avec la dette et le solde budgétaire dans un panel international.

La problématique est dès lors formulée ainsi : dans quelle mesure la veille stratégique est-elle associée à la soutenabilité des finances publiques et modifie-t-elle la réaction budgétaire face à l'endettement public ? Cette question relève d'un positionnement positiviste, puisqu'elle porte sur des relations mesurables, sur l'estimation de coefficients et sur le test d'hypothèses explicites au moyen de données de panel.

L'objectif général est d'évaluer l'association entre la capacité de veille stratégique et la soutenabilité des finances publiques. Trois objectifs spécifiques en découlent : mesurer le lien entre l'indice de veille stratégique et la dette publique ; tester son association avec le solde budgétaire et avec la réaction à la dette passée ; situer le Maroc par rapport à un ensemble de pays émergents et en développement. Le fil conducteur suit la séquence Co-P-C-A :

contextualisation du sujet, problématisation du questionnement, conceptualisation théorique et méthodologique, puis analyse des résultats et de leur portée pour le Maroc. La conclusion synthétise les apports, les limites et les perspectives de recherche.

1. Revue de littérature

1.1. Fondements théoriques

La théorie des finances publiques rappelle que l'État assure des fonctions d'allocation, de redistribution et de stabilisation (Musgrave, 1959). La soutenabilité constitue, dans cette perspective, une condition de continuité de l'action publique : les choix présents ne doivent pas compromettre durablement la capacité future de financer les politiques publiques ni imposer des ajustements disproportionnés.

L'économie institutionnelle complète cette lecture en montrant que les règles, les procédures et les mécanismes de contrôle réduisent l'incertitude et orientent les comportements (North, 1990). Appliquée au budget, cette approche met l'accent sur la qualité des prévisions, la transparence, la coordination entre administrations, le contrôle parlementaire et l'indépendance des organes de surveillance. Alesina et Perotti (1996), Hallerberg et al. (2007, 2009) ainsi que Debrun et al. (2009) soulignent que la discipline fiscale dépend autant de l'architecture institutionnelle que des variables macroéconomiques.

La soutenabilité de la dette est également analysée à travers le différentiel entre taux d'intérêt et croissance, les besoins d'ajustement et la réaction du solde aux variations de l'endettement (Blanchard, 1990). Dans la logique de Bohn (1998), une réaction positive du solde primaire à la dette passée constitue un indice de soutenabilité. La présente recherche reprend ce principe, tout en utilisant le solde budgétaire disponible dans la base comme approximation comparable entre pays ; cette option méthodologique est explicitement reconnue comme une limite.

La gouvernance anticipative ajoute une dimension prospective. Elle vise à intégrer l'incertitude, les risques émergents, l'apprentissage institutionnel et les scénarios dans la décision publique. La veille stratégique peut alors être définie comme un dispositif organisé de collecte, de validation, d'interprétation et de diffusion d'informations utiles à l'anticipation budgétaire. Elle ne se substitue ni aux règles fiscales ni aux arbitrages politiques, mais peut améliorer la qualité temporelle de la décision et la cohérence entre le budget annuel, la programmation à moyen terme et la stratégie de dette.

Tableau N°1: Principaux fondements théoriques mobilisés

Auteur(s)	Approche théorique	Contribution principale
Musgrave (1959)	Finances publiques	Fonctions d'allocation, de redistribution et de stabilisation de l'État.
North (1990)	Institutionnalisme	Les institutions réduisent l'incertitude et orientent la qualité des décisions publiques.
Blanchard (1990)	Soutenabilité budgétaire	Analyse de la dette à partir du différentiel intérêt-croissance et des ajustements requis.
Bohn (1998)	Réaction budgétaire	La dette est soutenable si le solde primaire réagit positivement à l'endettement.
Alesina & Perotti (1996)	Gouvernance budgétaire	Les procédures budgétaires et la transparence influencent la discipline fiscale.
Hallerberg et al. (2009)	Institutions fiscales	Les règles et mécanismes de surveillance renforcent la crédibilité budgétaire.
OCDE (2023, 2025)	Gouvernance anticipative	La prospective stratégique renforce l'anticipation, la résilience et la qualité des politiques publiques.

Source : élaboré par l'auteur.

1.2. Travaux empiriques et positionnement de la contribution

Afin d'étayer le positionnement scientifique sans revendiquer une revue systématique exhaustive, la revue ciblée privilégie les travaux évalués par les pairs et les rapports méthodologiques de référence consacrés aux termes « fiscal transparency », « fiscal institutions », « medium-term fiscal framework », « fiscal risks », « public debt sustainability » et « strategic foresight ». Les études ont été retenues lorsqu'elles proposaient un indicateur institutionnel explicite, une comparaison internationale ou une relation empirique avec la dette, le solde, les coûts d'emprunt ou la crédibilité budgétaire.

Les résultats disponibles convergent sur le rôle de l'information et des institutions, tout en restant hétérogènes selon les échantillons et les méthodes. Alt et Lassen (2006) associent une transparence budgétaire plus élevée à une dette et à des déficits plus faibles dans les pays de l'OCDE. Hameed (2005) relie la transparence à une meilleure discipline budgétaire et à une crédibilité accrue. Weber (2012) montre que les ajustements stock-flux tendent à être moins importants lorsque la transparence fiscale est plus élevée, tandis qu'Arbatli et Escolano (2012) mettent en évidence des canaux distincts entre transparence, performance fiscale et notation souveraine. Ces travaux soutiennent le mécanisme informationnel retenu, mais ne permettent pas d'assimiler toute association institutionnelle à un effet causal uniforme.

Les fonctions de réaction budgétaire testent généralement la réponse du solde primaire à la dette passée. Bohn (1998) fournit le cadre de référence, tandis que les recherches ultérieures montrent que le signe, l'amplitude et la significativité de cette réaction varient selon les groupes de pays, les périodes et la qualité des institutions. L'article introduit l'indice de veille stratégique comme déterminant direct du solde et comme variable d'interaction avec la dette retardée, afin de distinguer une association générale avec la discipline budgétaire d'un éventuel renforcement de la réaction marginale à l'endettement.

Un second ensemble de travaux porte sur les risques fiscaux, les cadres budgétaires à moyen terme et le coût du financement souverain. Kemoe et Zhan (2018) montrent, pour des économies émergentes et en développement, qu'une transparence plus élevée est associée à des coûts d'emprunt plus faibles et à une demande étrangère plus forte pour la dette souveraine. Les travaux du FMI sur les cadres budgétaires à moyen terme, ceux de la Banque mondiale sur les cadres de dépenses à moyen terme et le Debt Sustainability Monitor de la Commission européenne insistent sur la cohérence intertemporelle, les scénarios, les passifs contingents et les risques de refinancement. L'OCDE (2025) souligne en parallèle que la prospective stratégique ne produit d'effets que lorsqu'elle est institutionnalisée et reliée aux processus centraux de décision. Ces apports justifient les trois composantes de l'indice : transparence de l'information, gestion des risques et programmation pluriannuelle.

Le vide scientifique ne correspond donc pas à une absence de travaux sur la transparence, les institutions fiscales ou l'anticipation. Il réside plus étroitement dans le faible nombre d'études qui agrègent ces capacités dans un indicateur synthétique de veille stratégique, puis l'introduisent simultanément dans une fonction de réaction budgétaire, une équation de dette et un benchmark centré sur le Maroc. L'originalité revendiquée est ainsi limitée, explicite et méthodologique ; elle est étayée par la construction documentée de l'indice, par l'analyse chiffrée de sa sensibilité et par un protocole de répllication conservant les composantes désagrégées.

Tableau N°2 : Synthèse des principales études empiriques

Auteur(s)	Méthodologie	Objet	Résultat central
Bohn (1998)	Série temporelle / fonction de réaction	Soutenabilité de la dette	Une réaction positive du solde primaire à la dette est compatible avec la soutenabilité.
Alt & Lassen (2006)	Équations simultanées, 19 pays OCDE	Transparence, dette et déficit	Une transparence plus élevée est associée à une dette et à des déficits plus faibles.
Hameed (2005)	Comparaison internationale et indices	Transparence et résultats fiscaux	La transparence est associée à une meilleure discipline et à une crédibilité accrue.
Weber (2012)	Panel / comparaison de 163 pays	Ajustements stock-flux	Les ajustements sont généralement plus faibles dans les pays plus transparents.
Arbatli & Escolano (2012)	Régressions internationales	Performance fiscale et notation	La transparence agit par la crédibilité et, selon les pays, par de meilleurs résultats fiscaux.
Kemoe & Zhan (2018)	Panel de 33 économies émergentes	Coût d'emprunt et détention étrangère	La transparence est associée à des spreads plus faibles et à une demande étrangère plus forte.
World Bank (2023)	Analyse comparative	Cadres de dépenses à moyen terme	L'efficacité dépend de la crédibilité, de la couverture et du lien avec le budget annuel.
OECD (2025)	Études de cas institutionnelles	Prospective stratégique publique	L'effet de la prospective dépend de son ancrage dans les processus décisionnels.

Source : élaboré par l'auteur.

1.3. Hypothèses de recherche

Les mécanismes théoriques et les résultats recensés conduisent à quatre hypothèses testables. Les deux premières portent sur les associations directes entre l'indice de veille stratégique et les indicateurs budgétaires. La troisième concerne la réaction du solde à la dette passée. La quatrième examine une éventuelle non-linéarité institutionnelle.

Le mécanisme attendu est le suivant : une meilleure information budgétaire réduit l'incertitude ; une gestion plus structurée des risques améliore l'identification des coûts futurs ; une programmation à moyen terme rend les arbitrages annuels plus cohérents avec la trajectoire de dette. Ces capacités devraient, toutes choses égales par ailleurs, être associées à un endettement plus contenu et à des soldes moins dégradés.

Les hypothèses sont formulées comme suit :

H1. Une augmentation de l'indice de veille stratégique est associée à une diminution du ratio de dette publique rapportée au PIB.

H2. Une augmentation de l'indice de veille stratégique est associée à une amélioration du solde budgétaire rapporté au PIB.

H3. L'indice de veille stratégique renforce la réaction du solde budgétaire à la dette publique passée.

H4. L'effet de la veille stratégique est plus marqué au-delà d'un seuil de maturité institutionnelle.

2. Méthodologie de recherche

La recherche adopte un positionnement positiviste et une démarche quantitative fondée sur des données de panel. Ce choix est cohérent avec une problématique formulée en termes de mesure d'association et de test d'hypothèses. L'unité d'analyse est le couple pays-année ; la validation empirique repose donc sur des données secondaires harmonisées plutôt que sur un questionnaire, instrument qui ne correspondrait pas à cette unité macro-institutionnelle. Le protocole combine comparaison descriptive et estimation économétrique, sans prétendre identifier un effet causal au sens strict.

L'analyse comporte deux niveaux complémentaires. Le premier décrit les distributions, les trajectoires et la position du Maroc. Le second estime les relations conditionnelles entre l'indice de veille stratégique, la dette publique et le solde budgétaire, puis examine leur robustesse à plusieurs corrections. La distinction entre résultats descriptifs, associations économétriques et interprétation causale est maintenue dans l'ensemble de l'article.

2.1. Données, échantillon et champ d'analyse

Le panel comprend vingt pays observés de 2005 à 2024, soit 400 observations dans une structure fortement équilibrée. Cette profondeur temporelle permet d'intégrer les effets communs aux années et d'observer des trajectoires institutionnelles. L'échantillon reste toutefois un échantillon de convenance construit pour le benchmark ; il ne représente pas statistiquement l'ensemble des pays émergents et en développement.

Les pays appartiennent à quatre zones : Afrique, Asie, Amérique latine et Europe émergente. Le choix vise à réunir des économies confrontées à des contraintes comparables de financement, d'investissement, de volatilité externe et de consolidation institutionnelle. L'hétérogénéité demeure importante ; elle est prise en compte par les modèles de panel et par des erreurs standards robustes.

Tableau 3 : Répartition géographique des pays de l'échantillon

Afrique	Asie	Amérique latine	Europe émergente
Nigeria	Inde	Brésil	Roumanie
Kenya	Indonésie	Mexique	Pologne
Tunisie	Thaïlande	Chili	Turquie
Ghana	Malaisie	Colombie	Hongrie
Maroc	Philippines	Pérou	-
Égypte	-	-	-

Source : élaboré par l'auteur.

Le Maroc est analysé comme une observation du panel et comme un cas de lecture comparative. Cette double position évite d'extrapoler à partir d'une seule trajectoire nationale, mais elle ne dispense pas d'une analyse institutionnelle approfondie. Les résultats du benchmark doivent donc être complétés, dans un travail ultérieur, par des données marocaines plus désagrégées sur les risques fiscaux, les engagements contingents et la programmation pluriannuelle.

2.2. Données, variables, sources et harmonisation

Les variables retenues sont la dette publique en pourcentage du PIB (DP_PIB), le solde budgétaire en pourcentage du PIB (SOLDE_BUDG), l'indice de veille stratégique (IVS), la croissance réelle (CROISS), l'inflation (INF), l'ouverture commerciale (OUV_COM) et le taux d'intérêt réel (TIR). Les séries macro-budgétaires sont extraites du World Economic Outlook du FMI et des World Development Indicators de la Banque mondiale. Les composantes institutionnelles de l'IVS reposent sur l'Open Budget Survey, les évaluations de transparence budgétaire du FMI et le cadre PEFA. Les différences de fréquence et de format entre les sources sont traitées par un protocole uniforme de codification, de normalisation et d'alignement temporel, consigné dans le dictionnaire des variables. La base harmonisée ainsi constituée est la base d'estimation retenue pour l'ensemble des tableaux, figures et tests présentés. Les unités, les définitions, les périodes et les identifiants pays ont été contrôlés avant l'estimation.

Tableau N°4 : Variables retenues pour l'estimation économétrique

Variable	Rôle dans le modèle	Définition opérationnelle	Source
DP_PIB	Variable dépendante / dette retardée	Dette publique en % du PIB	IMF WEO / World Bank WDI
SOLDE_BUDG	Variable dépendante dans la fonction de réaction	Solde budgétaire en % du PIB	IMF WEO / World Bank WDI
IVS	Variable explicative principale	Indice composite de veille stratégique	Open Budget Index / IMF Fiscal Transparency / PEFA

Variable	Rôle dans le modèle	Définition opérationnelle	Source
CROISS	Contrôle	Croissance réelle du PIB	World Bank WDI
INF	Contrôle	Inflation annuelle IPC	World Bank WDI
OUV_COM	Contrôle	Ouverture commerciale	World Bank WDI
TIR	Contrôle	Taux d'intérêt réel	World Bank WDI

Source : élaboré par l'auteur.

2.3. Construction et sensibilité de l'indice de veille stratégique

L'indice de veille stratégique agrège trois dimensions : la transparence budgétaire (TB), la gestion des risques fiscaux (GRF) et la programmation budgétaire à moyen terme (PBMT). Les indicateurs élémentaires sont orientés dans le même sens, puis normalisés sur une échelle comprise entre 0 et 1 afin de rendre les pays et les années comparables.

Formule de normalisation : $X_{it}^{norm} = (X_{it} - X_{min}) / (X_{max} - X_{min})$.

Spécification de référence : $IVS_{it} = (TB_{it}^{norm} + GRF_{it}^{norm} + PBMT_{it}^{norm}) / 3$.

La pondération égale est retenue comme convention de neutralité en l'absence d'un fondement théorique ou empirique suffisamment robuste permettant de hiérarchiser a priori les trois dimensions. Elle évite qu'un choix discrétionnaire de poids détermine mécaniquement le classement, mais elle n'implique pas une importance économique identique des composantes.

La sensibilité de l'indice est examinée à partir de trois pondérations alternatives :

$IVS-TB = 0,40 TB + 0,30 GRF + 0,30 PBMT$;

$IVS-GRF = 0,25 TB + 0,50 GRF + 0,25 PBMT$;

$IVS-PBMT = 0,25 TB + 0,25 GRF + 0,50 PBMT$.

La pondération égale demeure la spécification de référence, car aucun fondement théorique ne permet de hiérarchiser systématiquement les trois dimensions. La robustesse de construction est évaluée en calculant, pour chaque variante, l'écart absolu maximal possible par rapport à l'indice de référence, puis en traduisant cette borne en variation maximale des valeurs ajustées des modèles de dette et de solde.

Tableau 5 : Dimensions constitutives de l'IVS

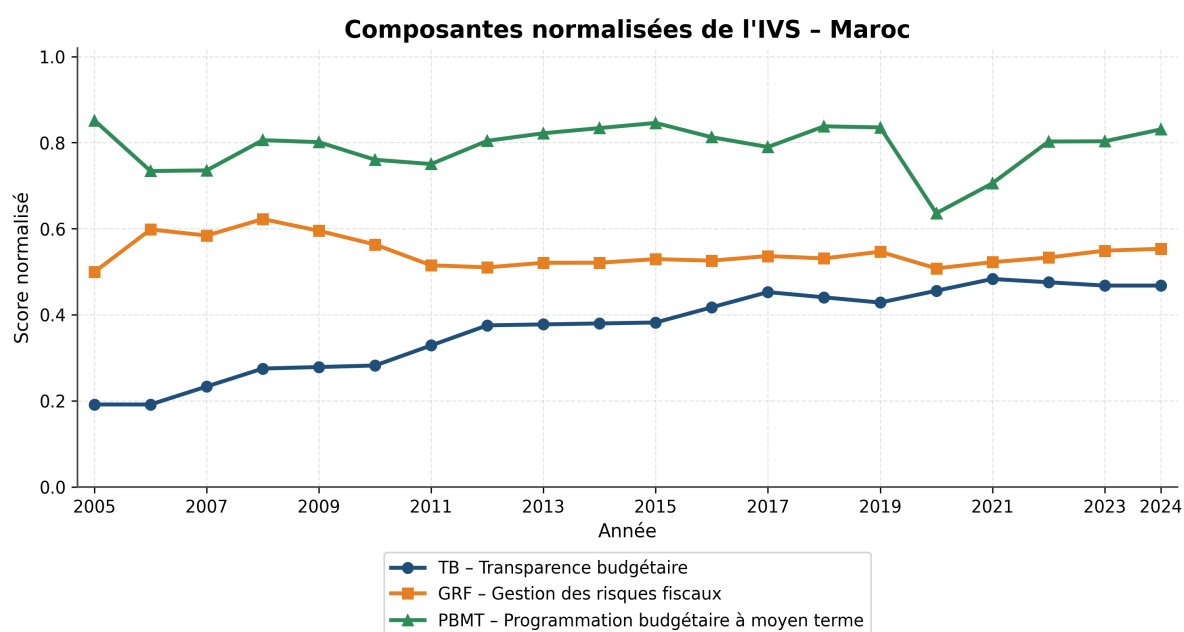
Dimension	Contenu méthodologique	Effet attendu sur les finances publiques
TB - Transparence budgétaire	Information budgétaire disponible, lisible et vérifiable	Réduction de l'incertitude et amélioration de la crédibilité
GRF - Gestion des risques fiscaux	Identification des garanties, passifs contingents et chocs budgétaires	Meilleure anticipation des coûts futurs
PBMT - Programmation budgétaire à moyen terme	Projection pluriannuelle des recettes, dépenses, déficit et dette	Alignement des choix annuels sur une trajectoire soutenable

Source : élaboré par l'auteur.

L'indice composite permet de résumer des capacités institutionnelles multidimensionnelles dans une variable exploitable en panel. Il comporte toutefois trois risques : la sensibilité aux pondérations, la compensation possible entre composantes et l'erreur de mesure liée à l'agrégation. L'interprétation doit donc rester conjointe : l'indice synthétique renseigne sur une capacité globale, tandis que les sous-dimensions identifient les domaines institutionnels à renforcer.

Le protocole de robustesse de l'IVS consiste à documenter la provenance de chaque composante, à conserver la matrice des sources, à examiner l'effet des pondérations alternatives et à interpréter l'indice synthétique conjointement avec TB, GRF et PBMT.

Figure 1 : Composantes normalisées de l'IVS au Maroc



Source : élaboré par l'auteur à partir des données harmonisées et des sorties Python.

La figure suggère une progression différenciée des composantes au Maroc. La transparence budgétaire évolue plus régulièrement, alors que la gestion des risques fiscaux et la programmation à moyen terme présentent davantage de variations. Cette lecture descriptive confirme l'intérêt de ne pas assimiler l'IVS à une mesure unidimensionnelle et justifie l'analyse bornée de sensibilité appliquée aux pondérations.

2.4. Fonction de réaction budgétaire

La spécification principale teste la soutenabilité à travers une fonction de réaction budgétaire enrichie par l'IVS. Elle vise à déterminer si le solde s'améliore lorsque la dette passée augmente et si cette réaction dépend du niveau de veille stratégique. La présence d'effets temporels permet de contrôler les chocs communs aux pays.

Dans le cadre de Bohn, une réaction positive et significative du solde primaire à la dette est compatible avec une trajectoire soutenable. La base disponible utilise ici le solde budgétaire global, plus homogène dans le panel, comme approximation. Cette différence impose une interprétation prudente et limite la comparabilité directe avec les estimations fondées sur le solde primaire.

Le modèle principal est formulé comme suit :

$$\text{SOLDE_BUDG}_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \rho \text{DP_PIB}_{i,t-1} + \beta_1 \text{IVS}_{it} + \beta_2 (\text{DP_PIB}_{i,t-1} \times \text{IVS}_{it}) + \beta_3 \text{CROISS}_{it} + \beta_4 \text{INF}_{it} + \beta_5 \text{OUV_COM}_{it} + \beta_6 \text{TIR}_{it} + \varepsilon_{it}$$

SOLDE_BUDG_{it} désigne le solde budgétaire du pays i à l'année t ; $\text{DP_PIB}_{i,t-1}$ est la dette retardée ; IVS_{it} est l'indice de veille stratégique ; CROISS , INF , OUV_COM et TIR sont les contrôles. Le terme α_i représente l'hétérogénéité spécifique aux pays et λ_t les effets annuels communs.

Le coefficient ρ mesure la réaction directe du solde à la dette passée. Le coefficient β_2 porte sur l'interaction dette $\times$ IVS. Une valeur positive et significative de β_2 soutiendrait H3. Une valeur non significative indiquerait que l'IVS peut agir sur la discipline budgétaire générale sans renforcer automatiquement la réaction marginale à la dette.

2.5. Modèle complémentaire de dette publique

Une équation complémentaire utilise la dette publique comme variable dépendante afin d'examiner l'association directe entre l'IVS et le ratio d'endettement. Cette spécification est secondaire par rapport à la fonction de réaction : elle décrit une corrélation conditionnelle, potentiellement affectée par l'endogénéité entre institutions et performances budgétaires.

L'équation complémentaire est la suivante :

$$\text{DP_PIB}_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1 \text{IVS}_{it} + \beta_2 \text{CROISS}_{it} + \beta_3 \text{INF}_{it} + \beta_4 \text{SOLDE_BUDG}_{it} + \beta_5 \text{OUV_COM}_{it} + \beta_6 \text{TIR}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Cette équation permet de tester H1 après contrôle de la croissance, de l'inflation, du solde budgétaire, de l'ouverture commerciale et du taux d'intérêt réel. Elle ne permet pas, à elle seule, d'établir que l'amélioration de l'IVS cause une baisse de la dette ; une stratégie d'identification plus exigeante serait nécessaire pour traiter la causalité inverse et les variables omises.

2.6. Extensions économétriques : seuil institutionnel et dynamique de la dette

Un modèle à seuil examine si la relation varie selon le niveau institutionnel. L'hypothèse est que les instruments de veille produisent des effets plus visibles lorsqu'ils sont soutenus par une administration capable de transformer l'information en arbitrages, en programmation et

en suivi. Le seuil γ doit être estimé et sa significativité testée ; une simple séparation descriptive ne suffit pas à valider H4.

Le modèle à seuil est formulé comme suit :

$$\text{SOLDE_BUDG}_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \rho_1 \text{DP_PIB}_{i,t-1} \times I(\text{IVS}_{it} \leq \gamma) \\ + \rho_2 \text{DP_PIB}_{i,t-1} \times I(\text{IVS}_{it} > \gamma) + \theta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Si ρ_2 est supérieur à ρ_1 et statistiquement significatif, H4 reçoit un soutien empirique. Dans le cas contraire, le seuil doit être présenté comme une exploration de l'hétérogénéité et non comme la preuve d'un changement de régime institutionnel.

L'extension dynamique tient compte de la persistance de la dette. La dette courante dépend fortement de la dette passée ; omettre cette inertie peut attribuer à tort aux variables institutionnelles une variation qui résulte principalement de la dynamique autorégressive.

L'équation dynamique est la suivante : $\text{DP_PIB}_{it} = \phi \text{DP_PIB}_{i,t-1} + \beta \text{IVS}_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$

La spécification dynamique est estimée par GMM avec un nombre d'instruments limité. Les tests d'Arellano-Bond et de Hansen sont rapportés, mais leur interprétation reste prudente, notamment lorsqu'une p-value de Hansen excessivement élevée peut signaler un manque de puissance ou une prolifération d'instruments.

2.7. Stratégie d'estimation et tests économétriques

La séquence d'estimation est progressive. Elle débute par le contrôle de la structure du panel, des valeurs extrêmes et des statistiques descriptives. Elle examine ensuite les corrélations, la multicolinéarité et la stationnarité, avant de comparer les modèles pooled, à effets fixes et à effets aléatoires.

Le test de Hausman constitue un élément de décision, mais non une justification automatique. L'hypothèse nulle n'est pas rejetée ; le modèle à effets aléatoires est donc retenu comme spécification principale, sous réserve que l'absence de corrélation entre les effets individuels et les régresseurs demeure économiquement plausible. Les estimations à effets fixes sont conservées comme comparaison de robustesse. Cette articulation est reprise de manière identique dans le résumé, la méthodologie, les résultats et les annexes.

Les erreurs standards sont clusterisées par pays afin de traiter l'hétéroscédasticité et la corrélation intra-pays. Le test de Pesaran examine la dépendance transversale. Lorsqu'elle est détectée, la correction de Driscoll-Kraay complète l'inférence. Les tests de stationnarité LLC, IPS et Fisher sont utilisés comme diagnostics, sans être interprétés isolément.

Le modèle dynamique GMM est mobilisé comme extension et non comme modèle principal. Sa validité dépend de l'absence d'autocorrélation d'ordre deux, de la qualité des instruments

et de leur nombre. La concordance des signes entre spécifications est privilégiée par rapport à la seule significativité d'un coefficient.

Enfin, la sensibilité de construction de l'IVS est évaluée par une méthode de bornes exactes. Les trois composantes étant normalisées sur l'intervalle $[0,1]$, l'écart maximal entre l'indice équipondéré et chaque variante peut être calculé directement à partir de la différence des vecteurs de poids. La variante donnant davantage de poids à la transparence budgétaire ne peut s'écarter de l'indice de référence de plus de 0,0667 ; les variantes privilégiant la gestion des risques fiscaux ou la programmation à moyen terme ne peuvent s'en écarter de plus de 0,1667. Ces bornes sont ensuite converties en variations maximales des valeurs ajustées à partir des coefficients centraux des modèles de dette et de solde. Cette procédure fournit un test chiffré, reproductible et conservateur de l'incertitude liée aux pondérations.

La démarche distingue ainsi le résultat principal retenu après le test de spécification, les corrections d'inférence, les extensions dynamiques et les analyses de sensibilité de l'indice.

Tableau 6 : Séquence d'estimation retenue

Étape	Outil ou test	Finalité	Décision attendue
1	Contrôle du panel et statistiques descriptives	Vérifier la structure, les valeurs extrêmes et la comparabilité	Documenter les anomalies avant estimation
2	Corrélations et VIF	Détecter les associations brutes et la multicolinéarité	Conserver ou re-spécifier les contrôles
3	Tests LLC, IPS et Fisher	Examiner la stationnarité des séries	Préciser les transformations nécessaires
4	Pooled, effets fixes, effets aléatoires et Hausman	Choisir la spécification de panel	RE si H_0 n'est pas rejetée ; FE en comparaison
5	Erreurs clusterisées et test de Pesaran	Traiter la dépendance intra-pays et transversale	Appliquer Driscoll-Kraay si nécessaire
6	Fonction de réaction et interaction dette $\times$ IVS	Tester H_2 et H_3	Distinguer effet direct et réaction à la dette
7	Seuil institutionnel et GMM dynamique	Tester H_4 et l'inertie de la dette	Contrôler AR(2), Hansen et nombre d'instruments
8	Pondérations alternatives et composantes de l'IVS	Tester la sensibilité de l'indice	Quantifier l'incertitude de construction et la relier aux valeurs ajustées

Source : élaboré par l'auteur.

Cette séquence évite de fonder l'interprétation sur une seule régression. Elle rend également visibles les principaux points de fragilité économétrique : choix de l'indice, dépendance transversale, inertie de la dette, endogénéité potentielle et absence éventuelle de significativité des interactions.

2.8. Traitement informatique et reproductibilité des sorties

Le traitement est réparti entre Python et Stata 17. Python sert au nettoyage, à l'harmonisation, aux statistiques descriptives et aux figures. Stata 17 est utilisé pour les modèles de panel, le test de Hausman, les corrections robustes, le test de Pesaran, Driscoll-Kraay et le GMM dynamique. Le protocole de réplication associe une base versionnée, une matrice de traçabilité pays-année-composante, un dictionnaire des variables, un journal des transformations et deux scripts exécutables.

Tableau 7 : Répartition des tâches entre Python et Stata

Outil	Utilisation principale	Sorties produites	Règle de source
Python	Préparation, visualisation, tableaux descriptifs, matrices, graphiques	Graphiques Maroc, benchmark, distributions, matrices, résidus	Source : élaboré par l'auteur à partir des sorties Python
Stata 17	Panel, Hausman, RE robuste, Pesaran, stationnarité, Driscoll-Kraay, GMM	Tableaux d'estimation et tests de diagnostic	Source : élaboré par l'auteur à partir des sorties Stata
Python + Stata 17	Synthèse des résultats et figures de coefficients	Graphiques construits à partir des coefficients Stata	Source : élaboré par l'auteur à partir des sorties Python et Stata

Source : élaboré par l'auteur.

Le schéma de données conserve séparément TB, GRF et PBMT, ce qui permet de recalculer l'IVS de référence, ses trois variantes de pondération et, lors d'une extension, de réestimer les modèles directement sur les composantes désagrégées. La matrice de traçabilité documente, pour chaque pays, année et composante, la source institutionnelle, la publication, la date d'extraction, la règle d'harmonisation, la normalisation et le statut de validation. Les annexes reproduisent les principales sorties Stata correspondant aux tableaux d'estimation et aux tests de diagnostic.

3. Résultats empiriques

3.1. Statistiques descriptives

Les résultats de cette section reposent sur la base harmonisée de 400 observations décrite dans la méthodologie. Ils mesurent des associations conditionnelles aux spécifications retenues. Les coefficients, écarts-types et p-values ne doivent pas être interprétés comme des effets causaux : cette prudence découle de la nature observationnelle du panel, de l'endogénéité potentielle et des variables omises. La sensibilité propre à la construction de l'IVS est traitée séparément par l'analyse bornée présentée en section 3.6.

Tableau 8 : Statistiques descriptives du panel

Variable	N	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Dette publique	400	53.352	17.221	18.394	100.093
IVS	400	0.614	0.070	0.401	0.794
Croissance	400	3.853	3.434	-10.933	14.047
Inflation	400	6.575	7.289	-1.611	72.309
Solde budgétaire	400	-3.667	3.195	-17.400	8.000
Ouverture commerciale	400	73.783	36.505	22.106	203.855
Taux d'intérêt réel	400	5.326	7.935	-25.777	44.635

Source : calculs de l'auteur à partir des sorties Stata 17.

La dette publique moyenne du panel s'établit à 53,352 % du PIB et l'IVS moyen à 0,614. L'inflation et le taux d'intérêt réel présentent une forte dispersion, ce qui confirme l'hétérogénéité de l'échantillon et justifie le recours aux corrections robustes.

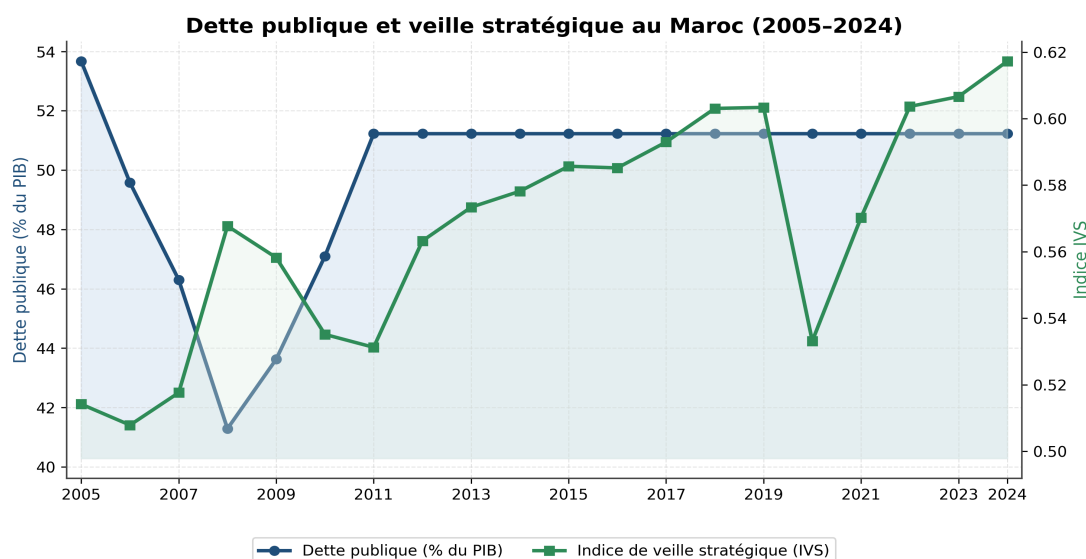
Tableau 9 : Position du Maroc par rapport au panel

Variable	Début période	Fin période	Variation	Moyenne Maroc	Moyenne panel
Dette publique	53.666	51.226	-2.440	49.936	53.352
IVS	0.514	0.617	0.103	0.567	0.614
Croissance	3.192	3.793	0.601	3.445	3.853
Inflation	0.983	0.985	0.003	1.920	6.575
Solde budgétaire	-5.500	-3.900	1.600	-4.045	-3.667
Ouverture commerciale	61.494	92.187	30.693	75.224	73.783
Taux d'intérêt réel	6.524	3.054	-3.469	4.108	5.326

Source : calculs de l'auteur à partir des données harmonisées et des sorties Python.

Le Maroc affiche une dette moyenne inférieure à celle du panel et un IVS en progression. Cette position intermédiaire ne permet pas, à elle seule, de conclure à une performance structurelle ; elle fournit un repère descriptif pour examiner conjointement la trajectoire d'endettement, l'évolution institutionnelle et les contraintes macroéconomiques.

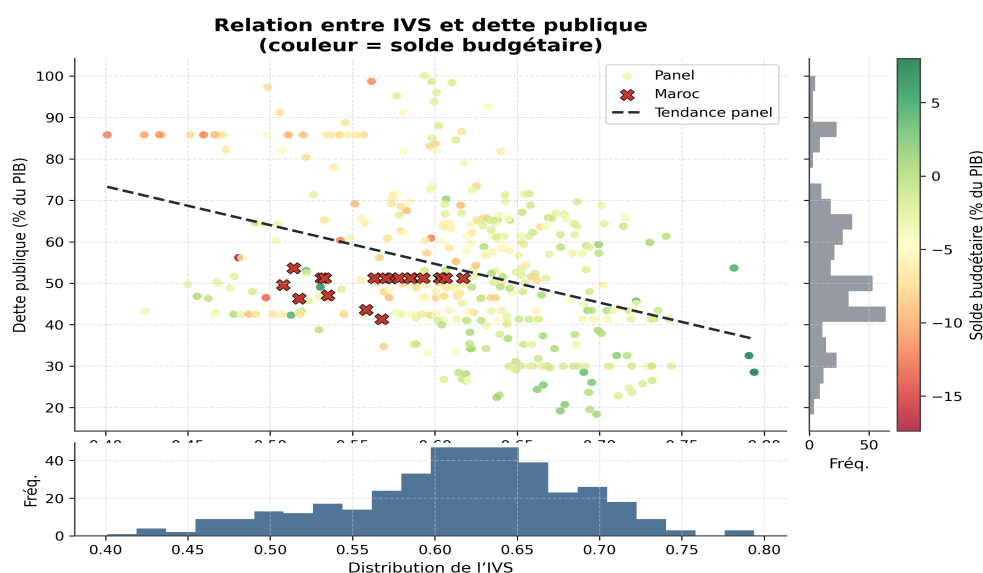
Figure 2 : Dette publique et IVS au Maroc



Source : élaboré par l'auteur à partir de la base harmonisée et des sorties Python.

La figure met en parallèle une dette relativement stable en fin de période et une progression graduelle de l'IVS. Le co-mouvement visuel ne constitue pas une preuve de causalité : les deux séries peuvent être influencées par des réformes, des chocs communs ou des choix budgétaires non observés.

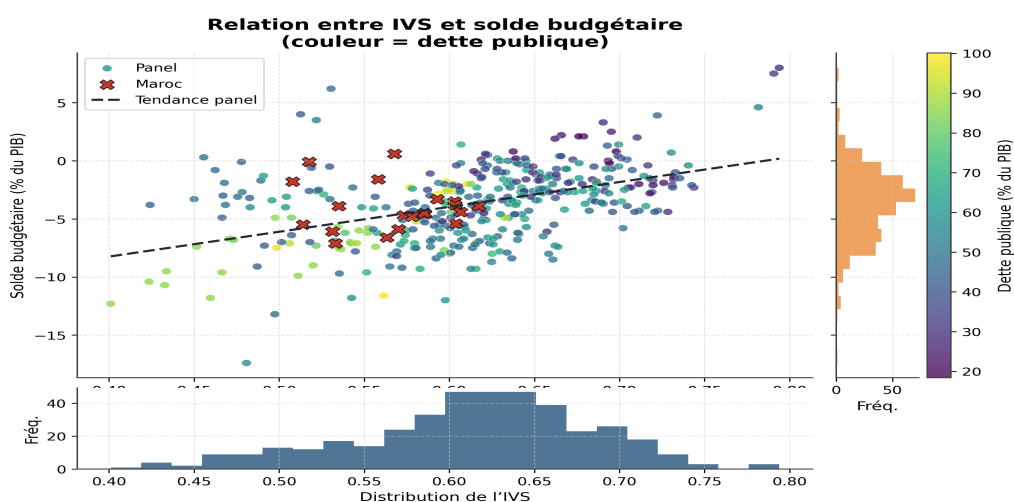
Figure 3 : Relation IVS-dette dans le panel



Source : élaboré par l'auteur à partir de la base harmonisée et des sorties Python.

La relation bivariable entre l'IVS et la dette est négative dans le panel. Cette pente est compatible avec H1, mais elle peut également refléter la composition de l'échantillon, les différences de revenu, la qualité générale des institutions ou une causalité inverse. L'estimation multivariée vise à réduire, sans les éliminer, ces biais.

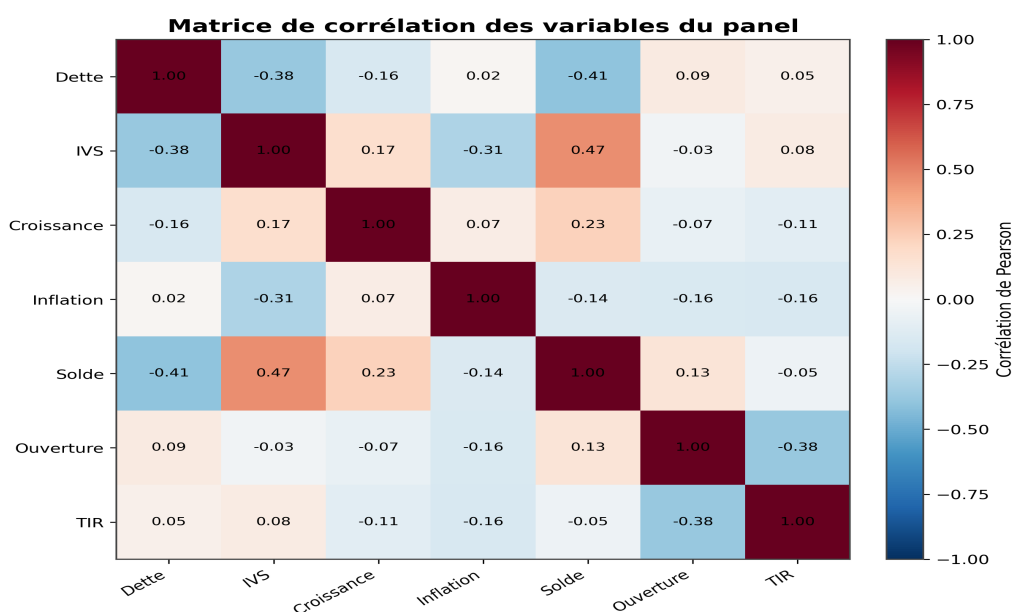
Figure 4 : Relation IVS-solde budgétaire dans le panel



Source : élaboré par l'auteur à partir de la base harmonisée et des sorties Python.

La relation descriptive entre IVS et solde budgétaire est positive. Elle est cohérente avec H2, selon laquelle les pays dotés de capacités d'anticipation plus élevées enregistrent des soldes moins dégradés. La dispersion autour de la tendance rappelle toutefois que la veille stratégique n'est qu'un déterminant parmi d'autres.

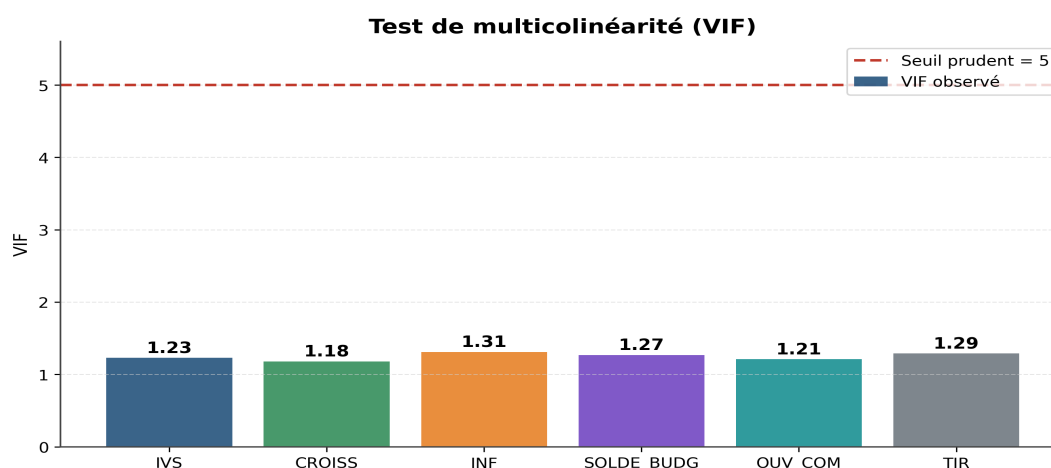
Figure 5 : Matrice de corrélation des variables du panel



Source : élaboré par l'auteur à partir des données harmonisées et des sorties Python.

La matrice fait apparaître une corrélation négative entre IVS et dette et une corrélation positive entre IVS et solde. Les corrélations entre variables explicatives restent modérées. Elles renseignent sur les associations brutes et ne remplacent ni le test de spécification ni l'analyse de robustesse.

Figure 6 : Test de multicollinéarité VIF



Source : calculs de l'auteur à partir de Python et Stata 17.

Les VIF individuels sont nettement inférieurs au seuil prudent de 5 et le VIF moyen est de 1,28. La multicollinéarité ne constitue donc pas, dans cette base, le principal risque d'instabilité. Les enjeux les plus importants concernent plutôt la qualité de mesure de l'IVS, la dépendance transversale et l'endogénéité potentielle.

3.2. Diagnostics préalables

Tableau 10 : Diagnostics économétriques

Test	Résultat	Décision	Portée pour le modèle	Nature du résultat
Structure du panel	20 pays × 20 années ; 400 observations	Panel fortement équilibré	Estimation panel valide	Structure de l'échantillon
Corrélation DP_PIB-IVS	-0.3785 ; p = 0.0000	Relation négative significative	Cohérence empirique initiale	Association descriptive
VIF moyen	1.28	Pas de multicollinéarité forte	Variables conservées simultanément	Diagnostic de spécification
OLS avec effets temporels	Prob > F = 0.0000 ; R ² = 0.2646	Modèle globalement significatif	Base comparative exploitable	Test global du modèle
Hausman FE vs RE	chi2(6) = 9.60 ; p = 0.1425	Ne pas rejeter H0	Choix du modèle RE	Choix de la spécification principale
RE robuste clusterisé	IVS = -57.0166 ; p = 0.010	Effet négatif significatif	Résultat statique	Estimation principale

Test	Résultat	Décision	Portée pour le modèle	Nature du résultat
Pesaran CD	-2.797 ; $p = 0.0052$	Dépendance transversale	Robustesse Driscoll-Kraay requise	Diagnostic de dépendance transversale
Stationnarité panel	LLC/IPS/Fisher globalement favorables	Variables utilisables en niveau	Prudence pour DP_PIB	Diagnostic de stationnarité
Driscoll-Kraay	IVS = -57.0166 ; $p = 0.004$	Signe et significativité maintenus	Inférence robuste à la dépendance transversale	Correction de robustesse
GMM réduit	AR(2) non significatif ; Hansen acceptable/prudent	Robustesse dynamique	Contrôle dynamique à interpréter avec prudence	Extension dynamique

Source : calculs de l'auteur à partir des sorties Stata 17.

Le test de Hausman ne rejette pas l'hypothèse nulle ($p = 0,1425$) ; le modèle à effets aléatoires est donc retenu comme spécification principale, tandis que les effets fixes servent de comparaison. Le test de Pesaran détecte une dépendance transversale ($p = 0,0052$), ce qui justifie l'application de la correction de Driscoll-Kraay.

3.3. Association entre l'IVS et la dette publique

Tableau 11 : Estimations du modèle de dette publique

Variable	(1) Pooled OLS	(2) RE	(3) RE robuste	(4) Dynamique
IVS	-68.75*** (13.65)	-57.02** (22.05)	-57.02** (22.05)	-5.138 (3.960)
CROISS	-0.526* (0.311)	-0.110 (0.128)	-0.110 (0.128)	-0.293*** (0.0930)
INF	-0.229* (0.126)	-0.200* (0.103)	-0.200* (0.103)	-0.0373 (0.0284)
SOLDE_BUDG	-1.708*** (0.310)	0.215 (0.399)	0.215 (0.399)	-0.191** (0.0803)
OUV_COM	0.0566** (0.0245)	-0.0570 (0.0772)	-0.0570 (0.0772)	0.0111** (0.00502)
TIR	0.199* (0.112)	0.0000267 (0.0588)	0.0000267 (0.0588)	0.0855*** (0.0184)
L.DP_PIB				0.954*** (0.0159)

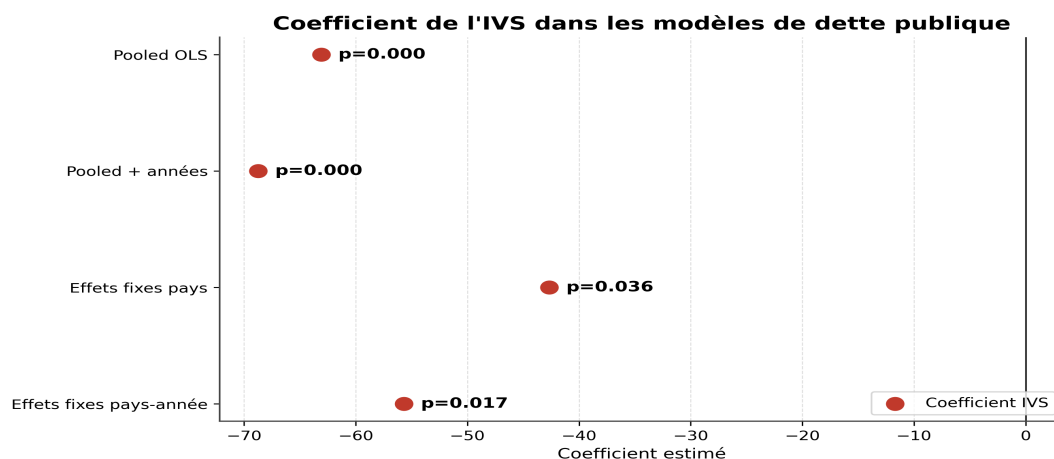
Variable	(1) Pooled OLS	(2) RE	(3) RE robuste	(4) Dynamique
Constante	92.03*** (10.27)	95.82*** (14.12)	95.82*** (14.12)	4.135 (3.694)
N	400	400	400	380
R ²	0.265			
R ² ajusté	0.215			

Notes : écarts-types entre parenthèses ; les p-values sont arrondies à trois décimales et les étoiles sont calculées à partir des valeurs non arrondies (* $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$).

Source : calculs de l'auteur à partir des sorties Stata 17.

Dans le modèle à effets aléatoires avec erreurs standards clusterisées, le coefficient de l'IVS est négatif (-57,0166) et statistiquement significatif au seuil de 5 % ($p = 0,010$). Une augmentation de l'IVS est donc associée, toutes choses égales par ailleurs, à un ratio de dette plus faible. Ce résultat soutient H1 dans la spécification statique, sans établir un effet causal. La spécification dynamique modifie fortement cette lecture. Le coefficient de la dette retardée atteint 0,954, ce qui révèle une inertie élevée, tandis que le coefficient de l'IVS devient non significatif. La comparaison indique que l'association statique est fragile à l'introduction de la dynamique de dette. H1 doit donc être considérée comme soutenue dans les modèles statiques, mais non confirmée de manière robuste dans le modèle dynamique.

Figure 7 : Coefficient estimé de l'IVS selon les modèles de dette publique



Source : élaboré par l'auteur à partir des coefficients Stata 17 et des sorties Python.

La figure confirme que le signe de l'IVS est négatif dans les spécifications statiques, avec des amplitudes différentes selon les effets retenus. La réduction du coefficient dans la spécification dynamique invite à privilégier une interprétation de long terme et à éviter toute traduction immédiate du coefficient en recommandation quantitative.

3.4. Fonction de réaction budgétaire et hypothèses H2-H4

Tableau 12 : Estimations de la fonction de réaction budgétaire

Variable	(1) SOLDE_BUDG	(2) SOLDE_BUDG	(3) SOLDE_BUDG
L_DP_PIB	0.0115 (0.0199)	-0.0310 (0.127)	
IVS	20.96*** (4.718)	17.19 (11.13)	22.44*** (5.624)
CROISS	0.117** (0.0472)	0.118** (0.0473)	0.119*** (0.0461)
INF	0.0228 (0.0169)	0.0227 (0.0180)	0.0230 (0.0173)
OUV_COM	0.0110 (0.0141)	0.0109 (0.0145)	0.0104 (0.0142)
TIR	-0.0432 (0.0298)	-0.0439 (0.0301)	-0.0451 (0.0283)
c.L_DP_PIB c.IVS #		0.0693 (0.193)	
dette_IVS_bas			0.0140 (0.0187)
dette_IVS_haut			0.00806 (0.0207)
Constante	-16.53*** (3.024)	-14.18* (7.401)	-17.34*** (3.343)
N	380	380	380

Source : calculs de l'auteur à partir des sorties Stata 17.

L'IVS est positivement et significativement associé au solde budgétaire dans les spécifications simple et segmentée, ce qui soutient H2. En revanche, la dette retardée et l'interaction dette $\times$ IVS ne sont pas significatives ; H3 n'est donc pas confirmée. Les coefficients associés aux régimes bas et haut ne permettent pas davantage d'établir une réaction significativement différente selon le seuil ; H4 n'est pas confirmée.

3.5. Robustesse, dynamique et protocole de sensibilité de l'indice

La correction de Driscoll-Kraay et les modèles GMM examinent la sensibilité des résultats aux chocs communs et à l'inertie de la dette. La sensibilité liée à la construction de l'IVS est traitée par une analyse distincte, fondée sur les bornes exactes induites par les trois schémas de pondération définis en section 2.3. Cette séparation évite de confondre robustesse économétrique, qui concerne la spécification et l'inférence, et robustesse de mesure, qui concerne l'architecture de l'indice.

Tableau 13 : Tests de robustesse et modèle dynamique

Test / modèle	Résultat principal	p-value / diagnostic	Portée méthodologique
RE robuste clusterisé	IVS = -57.0166	p = 0.010	Résultat statique après Hausman
Driscoll-Kraay	IVS = -57.0166	p = 0.004	Robustesse de l'inférence, non de la causalité
Inflation sous DK	INF = -0.2003	p = 0.000	Contrôle macro significatif sous correction DK
Pesaran CD	-2.797	p = 0.0052	Chocs communs entre pays à prendre en compte
Stationnarité	LLC/IPS/Fisher favorables	Variables globalement stationnaires	Utilisation en niveau acceptable avec prudence
GMM réduit avec années	Instruments = 27	AR(2) = 0.618 ; Hansen = 1.000	Diagnostic à lire avec prudence
GMM réduit sans années	Instruments réduits	AR(2) = 0.399 ; Hansen = 0.747	Spécification dynamique plus parcimonieuse
Modèle dynamique exporté	L.DP_PIB = 0.954***	Très significatif	Forte inertie de la dette publique

Source : calculs de l'auteur à partir des sorties Stata 17.

La correction de Driscoll-Kraay maintient le signe négatif du coefficient de l'IVS et sa significativité dans le modèle statique ($p = 0,004$). Elle renforce la robustesse de l'inférence à la dépendance transversale, mais ne traite ni l'endogénéité ni l'erreur de mesure. Le GMM confirme surtout la persistance de la dette. Les diagnostics AR(2) sont acceptables, tandis que les tests de Hansen doivent être lus avec prudence, en particulier lorsque la p-value est très élevée.

3.6. Analyse chiffrée de la sensibilité de construction de l'IVS

Les composantes TB, GRF et PBMT étant normalisées entre 0 et 1, la différence entre l'indice équipondéré et une variante pondérée est une combinaison linéaire bornée. Pour IVS-TB, la somme des écarts positifs de poids est égale à 0,0667 ; pour IVS-GRF et IVS-PBMT, elle est égale à 0,1667. Ces valeurs constituent les écarts absolus maximaux possibles de l'indice. En appliquant ces bornes au coefficient du modèle RE robuste de dette (-57,0166) et au coefficient de l'IVS dans la fonction simple de solde (20,96), on obtient les amplitudes maximales présentées ci-dessous.

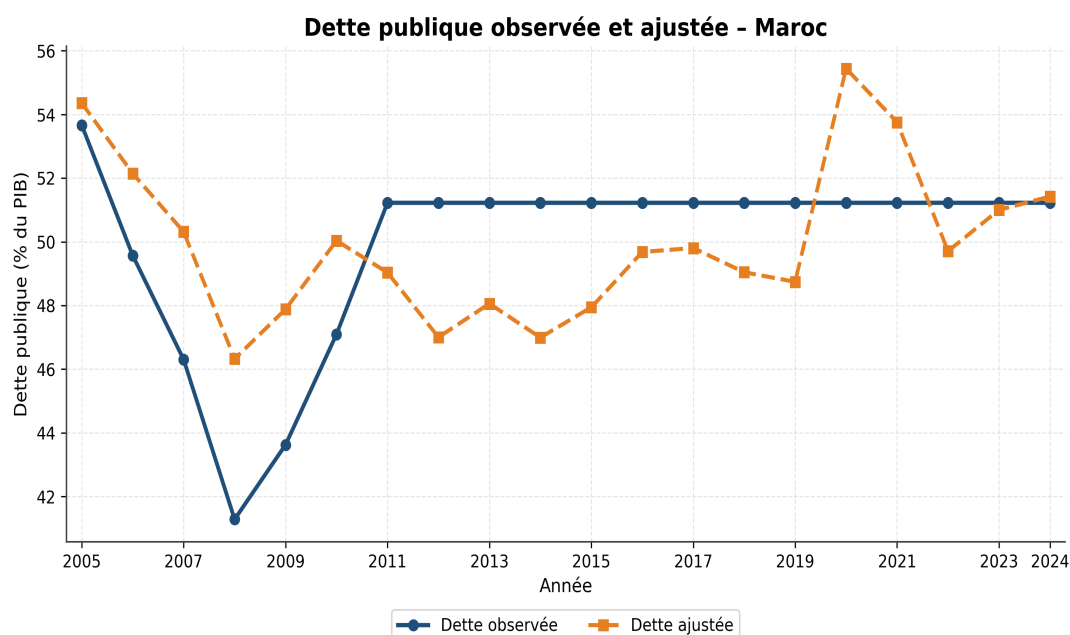
Tableau 14 : Bornes quantitatives de sensibilité de l'IVS aux pondérations alternatives

Variante	Poids TB/GRF/PBMT	Écart maximal de l'IVS	Borne sur la dette	Borne sur le solde
IVS-TB	0,40 / 0,30 / 0,30	0,0667	3,80 points de PIB	1,40 point de PIB
IVS-GRF	0,25 / 0,50 / 0,25	0,1667	9,50 points de PIB	3,49 points de PIB
IVS-PBMT	0,25 / 0,25 / 0,50	0,1667	9,50 points de PIB	3,49 points de PIB

Source : calculs de l'auteur à partir des pondérations définies en section 2.3 et des coefficients des Tableaux 11 et 12.

Les valeurs du Tableau 14 sont des bornes de pire cas : elles mesurent l'amplitude maximale qu'un changement de pondération peut transmettre aux valeurs ajustées, toutes choses égales par ailleurs. Elles ne sont ni des effets moyens ni de nouveaux coefficients estimés. Le scénario privilégiant la transparence budgétaire produit une perturbation limitée, tandis que les scénarios accordant 50 % à la gestion des risques fiscaux ou à la programmation à moyen terme élargissent davantage l'intervalle d'incertitude. Cette quantification complète la robustesse économétrique sans introduire de coefficients non observés.

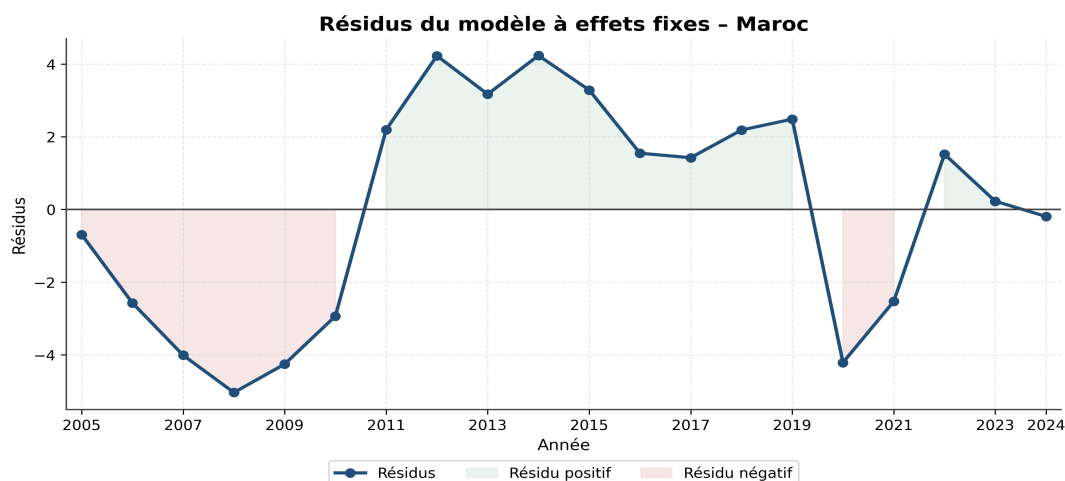
Figure 8 : Dette observée et dette ajustée au Maroc



Source : élaboré par l'auteur à partir des données harmonisées et des sorties Python.

L'écart entre dette observée et dette ajustée met en évidence les années où le modèle reproduit imparfaitement la trajectoire marocaine. Ces écarts peuvent correspondre à des chocs externes, à des opérations budgétaires exceptionnelles ou à des variables omises. Ils constituent des pistes de spécification, non des preuves d'erreur de politique.

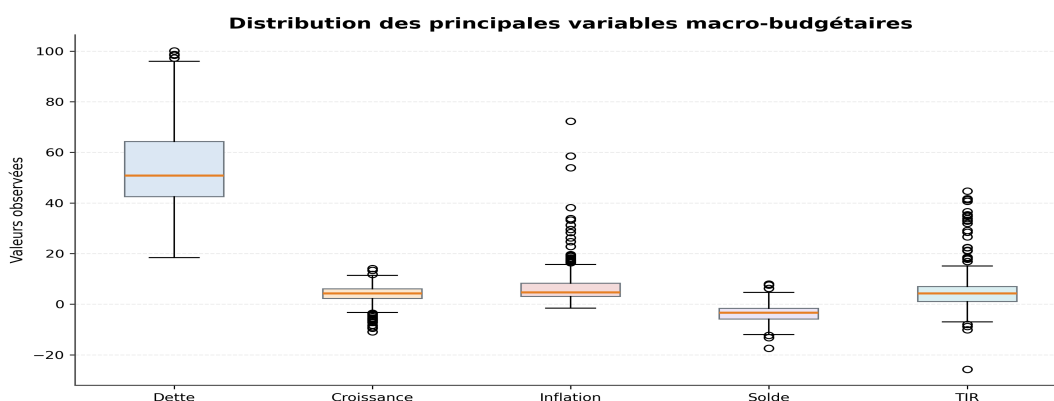
Figure 9 : Résidus du modèle pour le Maroc



Source : élaboré par l'auteur à partir des données harmonisées et des sorties Python.

Les résidus du modèle comparatif signalent des périodes de sous- ou de sur-ajustement. Leur structure suggère d'intégrer, dans une version future, des variables relatives aux prix énergétiques, aux épisodes climatiques, aux conditions financières internationales, aux entreprises publiques et aux passifs contingents.

Figure 10 : Distribution des variables macro-budgétaires



Source : élaboré par l'auteur à partir des données harmonisées et des sorties Python.

La distribution des variables confirme l'hétérogénéité du panel et la présence de valeurs extrêmes, notamment pour l'inflation et les taux réels. Les corrections robustes sont donc nécessaires, mais elles ne corrigent ni les erreurs de mesure ni les biais de sélection de l'échantillon.

4. Discussion

4.1. Portée du résultat relatif à la dette publique

Dans le modèle statique principal, le coefficient de l'IVS est négatif et significatif, et la correction de Driscoll-Kraay maintient ce signe. Cette association est compatible avec les mécanismes documentés par les travaux sur la transparence et les institutions fiscales : réduction de l'asymétrie d'information, identification plus précoce des risques et meilleure cohérence de la programmation.

Toutefois, l'introduction de la dette retardée dans le modèle dynamique réduit fortement le coefficient de l'IVS et le rend non significatif ; la persistance de la dette explique donc une part majeure de la trajectoire observée.

L'interprétation doit rester compatible avec la nature observationnelle du dispositif. Les estimations ne permettent pas d'affirmer qu'une hausse de l'IVS entraîne mécaniquement une baisse de la dette, ni de convertir le coefficient en objectif de politique publique. Le résultat le plus défendable est qu'une capacité institutionnelle d'anticipation est associée à de meilleures performances d'endettement dans les modèles statiques, sous réserve du traitement de l'endogénéité et des variables omises.

4.2. Solde budgétaire, réaction à la dette et seuil institutionnel

Les estimations apportent un soutien à H2 : l'IVS est positivement associé au solde budgétaire. Elles ne soutiennent pas H3, car l'interaction entre dette retardée et IVS n'est pas significative. La veille stratégique semble donc davantage liée à la qualité générale de la discipline budgétaire qu'à une réaction marginale automatique à l'accumulation de dette.

H4 n'est pas confirmée non plus. Les coefficients des régimes institutionnels ne permettent pas d'identifier un seuil à partir duquel la réaction budgétaire deviendrait statistiquement plus forte. Ce résultat négatif est informatif : il invite à ne pas présenter la veille comme un mécanisme autonome et souligne le rôle complémentaire de la capacité administrative, des arbitrages politiques, de la crédibilité des règles et des marges macroéconomiques.

4.3. Lecture comparative du cas marocain

Le Maroc présente une dette moyenne inférieure à celle du panel et un IVS en progression, mais inférieur à la moyenne du benchmark. Cette configuration suggère un espace d'amélioration institutionnelle, notamment dans la gestion explicite des risques fiscaux et la programmation pluriannuelle. Elle ne suffit pas à conclure à une trajectoire durablement soutenable, car la dette reste exposée aux dépenses sociales, aux besoins d'investissement, aux conditions de financement et aux chocs climatiques.

Les implications pour le Maroc doivent être reliées aux résultats observés. L'association positive entre IVS et solde soutient le renforcement de la transparence, des scénarios et du suivi des risques. La forte inertie de la dette justifie une articulation plus étroite entre stratégie de dette et cadre budgétaire à moyen terme. L'absence d'interaction significative rappelle enfin que les dispositifs de veille ne produiront d'effet que s'ils sont intégrés aux arbitrages, aux revues de dépenses et aux mécanismes de responsabilité.

4.4. Apports, limites et portée de la recherche

L'apport conceptuel réside dans la mise en relation de la gouvernance anticipative et de la soutenabilité budgétaire. L'apport méthodologique est la construction d'un IVS et son intégration dans un protocole de panel combinant fonction de réaction, diagnostics de dépendance transversale et extension dynamique. L'apport empirique consiste à établir un benchmark international centré sur le Maroc et à distinguer les résultats confirmés par les modèles statiques de ceux qui ne résistent pas à la spécification dynamique.

Les limites doivent être clairement circonscrites. Premièrement, l'IVS repose sur une pondération égale ; l'analyse bornée quantifie l'écart maximal induit par trois schémas alternatifs, mais ces bornes conservatrices ne remplacent pas l'examen substantiel des composantes. Deuxièmement, le solde budgétaire global remplace le solde primaire dans la fonction de réaction. Troisièmement, l'échantillon de vingt pays peut subir un biais de sélection. Quatrièmement, la causalité inverse et les variables omises ne sont pas entièrement traitées. Cinquièmement, les diagnostics GMM, notamment les p-values élevées de Hansen, imposent une interprétation prudente. Ces limites encadrent la portée des coefficients et orientent les prolongements de la recherche.

Conclusion

Cette recherche a examiné dans quelle mesure la veille stratégique est associée à la soutenabilité des finances publiques. H1 reçoit un soutien dans les modèles statiques, mais ce résultat ne résiste pas à l'introduction de la dynamique de dette ; H2 reçoit un soutien dans les équations de solde ; H3 et H4 ne sont pas confirmées. Le résultat le plus stable est la forte inertie de la dette, qui limite l'ampleur d'un effet institutionnel immédiat.

L'apport conceptuel consiste à relier la gouvernance anticipative aux mécanismes de soutenabilité budgétaire. L'apport méthodologique réside dans l'opérationnalisation d'un indice de veille stratégique et dans son insertion dans une séquence de panel associant fonction de réaction, diagnostics de dépendance transversale, extension dynamique et analyse bornée de la sensibilité aux pondérations. L'apport empirique est un benchmark international centré sur le Maroc, fondé sur une base harmonisée et sur des sorties reproductibles dans Python et Stata 17.

Pour le Maroc, les implications opérationnelles doivent être directement reliées aux résultats économétriques et à leurs limites d'interprétation. Le Tableau 15 met en correspondance chaque constat, la mesure de politique publique qui en découle et les conditions nécessaires à sa mise en œuvre.

Tableau 15 : Correspondance entre résultats et implications pour le Maroc

Résultat économétrique	Implication opérationnelle	Condition de mise en œuvre
IVS positivement associé au solde budgétaire dans les spécifications de solde	Renforcer la transparence, la production de scénarios macro-budgétaires et la programmation pluriannuelle.	Publier les hypothèses, les écarts aux prévisions et les effets sur déficit, dette et financement.
IVS négativement associé à la dette dans les modèles statiques, mais non significatif dans le modèle dynamique	Ne pas convertir le coefficient statique en cible quantitative ; traiter la veille comme un appui à la décision.	Tester l'endogénéité et comparer les composantes de l'IVS.
Coefficient de dette retardée proche de 0,954 dans la spécification dynamique	Articuler stratégie de dette, cadre budgétaire à moyen terme et revues de dépenses.	Évaluer les trajectoires sur plusieurs années et expliciter les mesures correctrices.
Interaction dette $\times$ IVS non significative et seuil institutionnel non confirmé	Intégrer la veille aux arbitrages, à la responsabilité et au suivi de l'exécution plutôt que la présenter comme mécanisme automatique.	Définir les responsabilités institutionnelles et mesurer l'utilisation effective des informations de veille.
Résidus et limites descriptives suggérant des variables omises liées aux chocs et passifs contingents	Publier une cartographie consolidée des risques fiscaux incluant garanties, entreprises publiques et risques climatiques.	Documenter les expositions, probabilités, impacts budgétaires et scénarios de matérialisation.

Source : synthèse de l'auteur à partir des résultats des Tableaux 11 à 14.

Les prolongements méthodologiques concernent principalement l'utilisation du solde primaire, l'élargissement de l'échantillon, l'estimation séparée des composantes de l'IVS et le traitement de l'endogénéité au moyen d'instruments, d'événements institutionnels ou de dispositifs quasi expérimentaux. Ces extensions permettraient de préciser les mécanismes par lesquels la veille stratégique influence les arbitrages budgétaires.

Les recherches futures peuvent être structurées autour de quatre questions : quelles composantes de la veille sont associées aux effets les plus importants ; ces effets apparaissent-ils avec retard ; varient-ils selon la capacité administrative, le niveau de revenu ou l'exposition aux chocs ; et les réformes institutionnelles produisent-elles des ruptures observables dans la trajectoire de dette ou de solde ? Une extension centrée sur le Maroc pourrait mobiliser des données infra-annuelles, des informations détaillées sur les garanties et entreprises publiques, ainsi que des scénarios climatiques et hydriques.

En définitive, les résultats autorisent une conclusion mesurée : la veille stratégique constitue une capacité d'information, de coordination et d'anticipation associée à une meilleure discipline

budgétaire, mais son effet n'est ni automatique ni indépendant de la dynamique de dette. Sa contribution dépend de son intégration dans les arbitrages, de la responsabilité institutionnelle et de la capacité des administrations à transformer l'information en décisions traçables et évaluables. L'analyse bornée montre en outre que l'incertitude liée aux pondérations peut être quantifiée explicitement et doit accompagner toute interprétation du coefficient de l'indice.

Annexes – Sorties Stata 17

Les annexes reproduisent les principales sorties de la console Stata afin d'assurer la traçabilité des commandes, des coefficients et des diagnostics. Elles se rapportent à la base harmonisée décrite dans la méthodologie et permettent de relier les tableaux de résultats aux commandes exécutées.

Annexe 1 - Déclaration du panel : xtset et xtdescribe

```
xtset id_pays annee
xtdescribe

xtset id_pays annee

Panel variable: id_pays (strongly balanced)
Time variable: annee, 2005 to 2024
Delta: 1 unit
.
. xtdescribe

id_pays: 1, 2, ..., 20          n =          20
annee: 2005, 2006, ..., 2024   T =          20
Delta(annee) = 1 unit
Span(annee) = 20 periods
(id_pays*annee uniquely identifies each observation)

Distribution of T_i:   min      5%      25%      50%      75%      95%      max
                    20       20       20       20       20       20       20

      Freq.  Percent   Cum. | Pattern
-----+-----
      20    100.00   100.00 | 11111111111111111111
-----+-----
      20    100.00       | XXXXXXXXXXXXXXXXXXXX
```

Source : élaboré par l'auteur à partir des sorties Stata 17.

Annexe 2 - Statistiques descriptives : xtsum

```
xtsum DP_PIB IVS CROISS INF SOLDE_BUDG OUV_COM TIR
tabstat DP_PIB IVS CROISS INF SOLDE_BUDG OUV_COM TIR, statistics(n mean sd min max)
columns(statistics)
```

```
xtsum DP_PIB IVS CROISS INF SOLDE_BUDG OUV_COM TIR
```

Variable		Mean	Std. dev.	Min	Max	Observations
DP_PIB	overall	53.35215	17.2207	18.39442	100.093	N = 400
	between		15.9981	27.35005	85.79416	n = 20
	within		7.266424	24.20072	80.34707	T = 20
IVS	overall	.6140905	.0697421	.401036	.793924	N = 400
	between		.0598189	.4870722	.6868492	n = 20
	within		.0381583	.4984143	.7213662	T = 20
CROISS	overall	3.852576	3.433674	-10.93331	14.04712	N = 400
	between		1.327212	1.653989	6.408259	n = 20
	within		3.180016	-11.36384	12.93209	T = 20
INF	overall	6.57454	7.288563	-1.61068	72.30884	N = 400
	between		4.706286	1.920166	17.90775	n = 20
	within		5.659394	-5.082231	60.97563	T = 20
SOLDE_~G	overall	-3.66675	3.195363	-17.4	8	N = 400
	between		2.204675	-8.125	-.525	n = 20
	within		2.362459	-14.15675	4.85825	T = 20
OUV_COM	overall	73.7831	36.50517	22.10598	203.8546	N = 400
	between		35.89827	28.08378	159.1364	n = 20
	within		10.26195	40.97417	128.0406	T = 20
TIR	overall	5.32621	7.934937	-25.77653	44.63517	N = 400
	between		6.826086	.3056212	31.88139	n = 20
	within		4.311218	-24.42853	19.528	T = 20

Source : élaboré par l'auteur à partir des sorties Stata 17.

Annexe 3 - Corrélation et VIF

```
pwcorr DP_PIB IVS CROISS INF SOLDE_BUDG OUV_COM TIR, sig star(0.05)
reg DP_PIB IVS CROISS INF SOLDE_BUDG OUV_COM TIR
vif
```

```
pwcorr DP_PIB IVS CROISS INF SOLDE_BUDG OUV_COM TIR, sig star(0.05)
```

	DP_PIB	IVS	CROISS	INF	SOLDE_BUDG	OUV_COM	TIR
DP_PIB	1.0000						
IVS	-0.3785*	1.0000					
CROISS	-0.1574*	0.1695*	1.0000				
INF	0.0223	-0.3091*	0.0727	1.0000			
SOLDE_BUDG	-0.4058*	0.4668*	0.2305*	-0.1412*	1.0000		
OUV_COM	0.0872	-0.0316	-0.0719	-0.1558*	0.1275*	1.0000	
TIR	0.0535	0.0816	-0.1094*	-0.1600*	-0.0501	-0.3807*	1.0000

.

vif

Variable	VIF	1/VIF
IVS	1.43	0.698578
SOLDE_BUDG	1.36	0.734992
OUV_COM	1.29	0.775029
TIR	1.27	0.789865
INF	1.21	0.824403
CROISS	1.11	0.902519
Mean VIF	1.28	

Source : élaboré par l'auteur à partir des sorties Stata 17.

Annexe 4 - Pooled OLS avec effets temporels

```
reg DP_PIB IVS CROISS INF SOLDE_BUDG OUV_COM TIR i.annee
estimates store POOLED
```

```
reg DP_PIB IVS CROISS INF SOLDE_BUDG OUV_COM TIR i.annee
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	400
Model	31302.9138	25	1252.11655	F(25, 374)	=	5.38
Residual	87021.5935	374	232.678057	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.2646
				Adj R-squared	=	0.2154
Total	118324.507	399	296.55265	Root MSE	=	15.254

DP_PIB	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
IVS	-68.75335	13.64821	-5.04	0.000	-95.59021 -41.9165
CROISS	-5256606	.3106858	-1.69	0.091	-1.136571 .0852493
INF	-2291928	.1264226	-1.81	0.071	-.477781 .0193954
SOLDE_BUDG	-1.708165	.3100526	-5.51	0.000	-2.31783 -1.0985
OUV_COM	.0565786	.0244511	2.31	0.021	.0084998 .1046574
TIR	.1994069	.1116767	1.79	0.075	-.020186 .4189998
annee					
2006	-.2485377	4.852808	-0.05	0.959	-9.790746 9.29367
2007	-3.127228	4.836396	-0.65	0.518	-12.63717 6.382709
2008	-4.390984	4.842293	-0.91	0.365	-13.91252 5.130549
2009	-11.25147	5.033135	-2.24	0.026	-21.14826 -1.354685
2010	-5.883768	4.876441	-1.21	0.228	-15.47245 3.70491
2011	-5.467399	4.841454	-1.13	0.259	-14.98728 4.052484
2012	-6.194585	4.843409	-1.28	0.202	-15.71831 3.329143

2013		-5.634339	4.859973	-1.16	0.247	-15.19064	3.921958
2014		-6.526755	4.870371	-1.34	0.181	-16.1035	3.049988
2015		-5.621652	4.887752	-1.15	0.251	-15.23257	3.989267
2016		-4.708965	4.924167	-0.96	0.340	-14.39149	4.973558
2017		-2.574894	4.881588	-0.53	0.598	-12.17369	7.023906
2018		-2.658845	4.881918	-0.54	0.586	-12.25829	6.940603
2019		-3.345829	4.93949	-0.68	0.499	-13.05848	6.366824
2020		-13.13375	5.940229	-2.21	0.028	-24.81419	-1.453321
2021		-2.520586	5.018862	-0.50	0.616	-12.38931	7.34814
2022		-2.300473	4.991442	-0.46	0.645	-12.11528	7.514334
2023		-1.286038	5.012759	-0.26	0.798	-11.14276	8.570686
2024		-1.697672	4.975568	-0.34	0.733	-11.48127	8.085923
_cons		92.03356	10.27305	8.96	0.000	71.83339	112.2337

Source : élaboré par l'auteur à partir des sorties Stata 17.

Annexe 5 - Test de Hausman FE vs RE

```
hausman FE_HAUSMAN RE_HAUSMAN, sigmamore
```

```
hausman FE_HAUSMAN RE_HAUSMAN, sigmamore
```

and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	---- Coefficients ----			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	FE_HAUSMAN	RE_HAUSMAN	Difference	Std. err.
IVS	-55.68881	-57.01663	1.32782	1.966426
CROISS	-.1051863	-.1102189	.0050327	.0156403
INF	-.1953852	-.2002569	.0048717	.008887
SOLDE_BUDG	.2670042	.215304	.0517003	.026637
OUV_COM	-.0732366	-.0569788	-.0162578	.0131809
TIR	-.0037485	.0000267	-.0037752	.0141072
annee				
2006	-2.428437	-2.383108	-.0453294	.0605691
2007	-4.343787	-4.332198	-.0115889	.0269678
2008	-4.712324	-4.738671	.0263465	.0452844
2009	-4.964995	-5.057663	.0926677	.0671548
2010	-2.979478	-3.040646	.0611682	.0828789
2011	-2.865508	-2.978263	.1127552	.0652295
2012	-3.059235	-3.165737	.1065023	.0456792
2013	-2.028142	-2.087113	.0589707	.0389135
2014	-3.373604	-3.409553	.0359489	.0453548
2015	-2.016195	-2.041658	.0254623	.0576458
2016	-.4361814	-.4506526	.0144712	.0747685
2017	.3246707	.3040965	.0205742	.0709333
2018	.4013461	.3553296	.0460165	.0641769
2019	-.2190934	-.2403988	.0213053	.0833132
2020	1.953285	1.657289	.2959965	.129752
2021	4.253506	4.057188	.1963187	.1637675
2022	4.147131	3.877972	.2691596	.1536893
2023	4.8479	4.709451	.1384484	.0912825
2024	4.674554	4.542576	.131978	.0855594

b = Consistent under H0 and Ha; obtained from xtreg.
B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from xtreg.

Test of H0: Difference in coefficients not systematic

```
chi2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = 9.60
Prob > chi2 = 0.1425
(V_b-V_B is not positive definite)
```

Source : élaboré par l'auteur à partir des sorties Stata 17.

Annexe 6 - Modèle RE robuste clusterisé

```
xtreg DP_PIB IVS CROISS INF SOLDE_BUDG OUV_COM TIR i.annee, re vce(cluster id_pays)
estimates store RE_ROBUST
```

```
xtreg DP_PIB IVS CROISS INF SOLDE_BUDG OUV_COM TIR i.annee, re vce(cluster id_pays)
```

```
Random-effects GLS regression                Number of obs   =        400
Group variable: id_pays                     Number of groups =         20
```

R-squared:	Obs per group:
Within = 0.2505	min = 20
Between = 0.0788	avg = 20.0
Overall = 0.1061	max = 20

corr(u i, X) = 0 (assumed)	Wald chi2(19)	=	.
	Prob > chi2	=	.

(Std. err. adjusted for 20 clusters in id pays)

DP_PIB	Coefficient	Robust std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
IVS	-57.01663	22.0524	-2.59	0.010	-100.2385	-13.79471
CROISS	-.1102189	.1278672	-0.86	0.389	-.3608341	.1403963
INF	-.2002569	.1027008	-1.95	0.051	-.4015468	.0010331
SOLDE_BUDG	.215304	.3993406	0.54	0.590	-.5673892	.9979972
OUV_COM	-.0569788	.0772026	-0.74	0.460	-.2082931	.0943355
TIR	.0000267	.0587899	0.00	1.000	-.1151994	.1152528
annee						
2006	-2.383108	1.336561	-1.78	0.075	-5.00272	.2365043
2007	-4.332198	1.63543	-2.65	0.008	-7.537582	-1.126813
2008	-4.738671	1.408672	-3.36	0.001	-7.499617	-1.977724
2009	-5.057663	2.491649	-2.03	0.042	-9.941205	-1.1741204
2010	-3.040646	2.244275	-1.35	0.175	-7.439344	1.358052
2011	-2.978263	2.15742	-1.38	0.167	-7.206728	1.250202
2012	-3.165737	2.419736	-1.31	0.191	-7.908332	1.576858
2013	-2.087113	2.714748	-0.77	0.442	-7.40792	3.233695
2014	-3.409553	3.10128	-1.10	0.272	-9.487949	2.668844
2015	-2.041658	3.06981	-0.67	0.506	-8.058375	3.97506
2016	-.4506526	3.237557	-0.14	0.889	-6.796148	5.894843
2017	.3040965	3.078926	0.10	0.921	-5.730487	6.33868
2018	.3553296	2.931595	0.12	0.904	-5.390491	6.101151
2019	-.2403988	3.098405	-0.08	0.938	-6.313162	5.832364
2020	1.657289	4.318485	0.38	0.701	-6.806787	10.12136
2021	4.057188	3.853162	1.05	0.292	-3.494871	11.60925
2022	3.877972	3.590907	1.08	0.280	-3.160077	10.91602
2023	4.709451	3.535049	1.33	0.183	-2.219118	11.63802
2024	4.542576	3.586107	1.27	0.205	-2.486064	11.57122
_cons	95.82122	14.12177	6.79	0.000	68.14305	123.4994
sigma_u	14.115464					
sigma_e	6.666302					
rho	.81763581	(fraction of variance due to u_i)				

Source : élaboré par l'auteur à partir des sorties Stata 17.

Annexe 7 - Test de dépendance transversale de Pesaran

xtcsd, pesaran abs

Pesaran's test of cross sectional independence = -2.797, Pr = 0.0052
Average absolute value of the off-diagonal elements = 0.404

Source : élaboré par l'auteur à partir des sorties Stata 17.

Annexe 8 - Estimation Driscoll-Kraay

xtsc DP PIB IVS CROISS INF SOLDE BUDG OUV COM TIR i.annee, re

xtsc DP PIB IVS CROISS INF SOLDE BUDG OUV COM TIR i.annee, re

```

Regression with Driscoll-Kraay standard errors   Number of obs   =       400
Method: Random-effects GLS regression           Number of groups =       20
Group variable (i): id_pays                     Wald chi2(25)   =    1551.99
maximum lag: 2                                  Prob > chi2      =    0.0000
corr(u i, Xb) = 0 (assumed)                    overall R-squared =    0.1061

```

	Drisc/Kraay					
DP_PIB	Coefficient	std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
IVS	-57.01663	17.4311	-3.27	0.004	-93.50034	-20.53291
CROISS	-.1102189	.181244	-0.61	0.550	-.4895669	.2691291
INF	-.2002569	.0308356	-6.49	0.000	-.2647966	-.1357172
SOLDE_BUDG	.215304	.3004135	0.72	0.482	-.4134687	.8440766

OUV_COM	-.0569788	.0572476	-1.00	0.332	-.1767994	.0628417
TIR	.0000267	.1029707	0.00	1.000	-.2154933	.2155468
annee	(empty)					
2005	0					
2006	-2.383108	.5053968	-4.72	0.000	-3.440916	-1.3253
2007	-4.332198	.3314694	-13.07	0.000	-5.025971	-3.638425
2008	-4.738671	.15414	-30.74	0.000	-5.061289	-4.416052
2009	-5.057663	.8718306	-5.80	0.000	-6.882425	-3.2329
2010	-3.040646	.8290555	-3.67	0.002	-4.775879	-1.305413
2011	-2.978263	.4299951	-6.93	0.000	-3.878253	-2.078273
2012	-3.165737	.3111224	-10.18	0.000	-3.816924	-2.51455
2013	-2.087113	.5120737	-4.08	0.001	-3.158895	-1.01533
2014	-3.409553	.6556431	-5.20	0.000	-4.781829	-2.037276
2015	-2.041658	.7694128	-2.65	0.016	-3.652057	-1.4312583
2016	-.4506526	.9749689	-0.46	0.649	-2.491286	1.589981
2017	.3040965	.8696925	0.35	0.730	-1.516191	2.124384
2018	.3553296	.8478082	0.42	0.680	-1.419153	2.129813
2019	-.2403988	1.118721	-0.21	0.832	-2.581908	2.10111
2020	1.657289	2.23359	0.74	0.467	-3.017669	6.332247
2021	4.057188	1.538991	2.64	0.016	.8360429	7.278332
2022	3.877972	1.013457	3.83	0.001	1.756781	5.999162
2023	4.709451	.9462174	4.98	0.000	2.728996	6.689907
2024	4.542576	1.136654	4.00	0.001	2.163532	6.92162
_cons	95.82122	12.46935	7.68	0.000	69.72257	121.9199
sigma_u	14.115464					
sigma_e	6.666302					
rho	.81763581	(fraction of variance due to u_i)				

Source : élaboré par l'auteur à partir des sorties Stata 17.

Annexe 9 - Tableau esttab des modèles de panel

```
. esttab POOLED RE RE_ROBUST DYNAMIC, se star(* 0.10 ** 0.05 *** 0.01)
```

Modèles de panel corrigés

	(1) POOLED	(2) RE	(3) RE_ROBUST	(4) DYNAMIC
IVS	-68.75*** (13.65)	-57.02*** (22.05)	-57.02*** (22.05)	-5.138 (3.960)
CROISS	-0.526* (0.311)	-0.110 (0.128)	-0.110 (0.128)	-0.293*** (0.0930)
INF	-0.229* (0.126)	-0.200* (0.103)	-0.200* (0.103)	-0.0373 (0.0284)
SOLDE_BUDG	-1.708*** (0.310)	0.215 (0.399)	0.215 (0.399)	-0.191** (0.0803)
OUV_COM	0.0566** (0.0245)	-0.0570 (0.0772)	-0.0570 (0.0772)	0.0111** (0.00502)
TIR	0.199* (0.112)	0.0000267 (0.0588)	0.0000267 (0.0588)	0.0855*** (0.0184)
L.DP_PIB				0.954*** (0.0159)
_cons	92.03*** (10.27)	95.82*** (14.12)	95.82*** (14.12)	4.135 (3.694)
N	400	400	400	380
R2	0.265			
adj. R2	0.215			

Standard errors in parentheses

* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Source : élaboré par l'auteur à partir des sorties Stata 17 et de la table esttab exportée.

Annexe 10 - Tableau esttab de la fonction de réaction budgétaire

. esttab REACTION INTERACTION SEUIL_SIMPLE, se star(* 0.10 ** 0.05 *** 0.01)

Fonction de réaction budgétaire

	(1) SOLDE_BUDG	(2) SOLDE_BUDG	(3) SOLDE_BUDG
L_DP_PIB	0.0115 (0.0199)	-0.0310 (0.127)	
IVS	20.96*** (4.718)	17.19 (11.13)	22.44*** (5.624)
CROISS	0.117** (0.0472)	0.118** (0.0473)	0.119*** (0.0461)
INF	0.0228 (0.0169)	0.0227 (0.0180)	0.0230 (0.0173)
OUV_COM	0.0110 (0.0141)	0.0109 (0.0145)	0.0104 (0.0142)
TIR	-0.0432 (0.0298)	-0.0439 (0.0301)	-0.0451 (0.0283)
c.L_DP_PIB#c.IVS		0.0693 (0.193)	
dette_IVS_bas			0.0140 (0.0187)
dette_IVS_haut			0.00806 (0.0207)
_cons	-16.53*** (3.024)	-14.18* (7.401)	-17.34*** (3.343)
N	380	380	380

Standard errors in parentheses

* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Source : élaboré par l'auteur à partir des sorties Stata 17 et de la table esttab exportée.

Annexe 11 - Robustesse GMM dynamique : commandes et diagnostics

```
. xtabond2 DP_PIB L_DP_PIB IVS CROISS INF SOLDE_BUDG OUV_COM TIR i.annee, ///
> gmm(L_DP_PIB, lag(2 2) collapse) ///
> iv(IVS CROISS INF SOLDE_BUDG OUV_COM TIR, equation(level)) ///
> iv(i.annee, equation(level)) twostep robust small
```

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: id_pays	Number of obs	=	380
Time variable : annee	Number of groups	=	20
Number of instruments = 27	Obs per group: min	=	19
Wald chi2(.) = .	Prob > chi2	=	.

Diagnostic tests

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences:	Pr > z = 0.004
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences:	Pr > z = 0.618
Hansen test of overid. restrictions:	Prob > chi2 = 1.000

```
. xtabond2 DP_PIB L_DP_PIB IVS CROISS INF SOLDE_BUDG OUV_COM TIR, ///
> gmm(L_DP_PIB, lag(2 2) collapse) ///
> iv(IVS CROISS INF SOLDE_BUDG OUV_COM TIR, equation(level)) twostep robust small
```

Diagnostic tests

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences:	Pr > z = 0.008
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences:	Pr > z = 0.399
Hansen test of overid. restrictions:	Prob > chi2 = 0.747

Source : élaboré par l'auteur à partir des sorties Stata 17 et des diagnostics GMM réduits.

Bibliographie

- Alesina, A., & Perotti, R. (1996). Fiscal discipline and the budget process. *American Economic Review*, 86(2), 401–407.
- Alesina, A., & Perotti, R. (1996). *Budget deficits and budget institutions* (NBER Working Paper No. 5556). National Bureau of Economic Research. doi:10.3386/w5556
- Blanchard, O. J. (1990). *Suggestions for a new set of fiscal indicators* (OECD Economics Department Working Papers No. 79). OECD Publishing. doi:10.1787/435618162862
- Bohn, H. (1998). The behavior of U.S. public debt and deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 949–963. doi:10.1162/003355398555793
- Bova, E., Kinda, T., Muthoora, P., & Toscani, F. G. (2016). Fiscal rules and the procyclicality of public investment. *Journal of International Money and Finance*, 68, 138–163. doi:10.1016/j.jimonfin.2016.03.007
- Caldeira, E., & Rigamonti, A. (2020). Public debt, fiscal rules and institutions in emerging economies. *Economic Modelling*, 90, 67–82. doi:10.1016/j.econmod.2020.04.005
- Croissant, Y., & Millo, G. (2008). Panel data econometrics in R: The plm package. *Journal of Statistical Software*, 27(2), 1–43. doi:10.18637/jss.v027.i02
- Debrun, X., Hauner, D., & Kumar, M. S. (2009). Independent fiscal agencies. *Journal of Economic Surveys*, 23(1), 44–81. doi:10.1111/j.1467-6419.2008.00556.x
- Debrun, X., & Kumar, M. S. (2007). *The discipline-enhancing role of fiscal institutions: Theory and empirical evidence* (IMF Working Paper No. WP/07/171). International Monetary Fund. doi:10.5089/9781451867350.001
- Fritsch, M., Pua, A. A. Y., & Schnurbus, J. (2021). pdynmc: A package for estimating linear dynamic panel data models based on nonlinear moment conditions. *The R Journal*, 13(1), 218–231. doi:10.32614/RJ-2021-035
- Hallerberg, M., Strauch, R. R., & von Hagen, J. (2007). The design of fiscal rules and forms of governance in European Union countries. *European Journal of Political Economy*, 23(2), 338–359. doi:10.1016/j.ejpoleco.2006.08.004
- Hallerberg, M., Strauch, R. R., & von Hagen, J. (2009). *Fiscal governance in Europe*. Cambridge University Press.
- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345–368. doi:10.1016/S0304-4076(99)00025-1
- Ho, T.-W. (2025). *pdR: Threshold model and unit root tests in cross-section and time series data* [R package]. Comprehensive R Archive Network.

- International Monetary Fund. (2014). *Fiscal transparency code*. International Monetary Fund.
- International Monetary Fund. (2018). *Fiscal transparency handbook*. International Monetary Fund.
- International Monetary Fund. (2024). *Fiscal monitor*. International Monetary Fund.
- International Monetary Fund. (2024). *How to develop and implement a medium-term fiscal framework*. International Monetary Fund.
- Khemani, P. (2007). Does delegation lead to fiscal discipline? *European Journal of Political Economy*, 23(2), 376–399. doi:10.1016/j.ejpoleco.2006.08.001
- Mauro, P. (1998). Corruption and the composition of government expenditure. *Journal of Public Economics*, 69(2), 263–279. doi:10.1016/S0047-2727(98)00025-5
- Milesi-Ferretti, G. M. (2004). Good, bad or ugly? On the effects of fiscal rules with creative accounting. *Journal of Public Economics*, 88(1–2), 377–394. doi:10.1016/S0047-2727(02)00076-2
- Musgrave, R. A. (1959). *The theory of public finance: A study in public economy*. McGraw-Hill.
- North, D. C. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge University Press.
- OECD. (2015). *Recommendation of the Council on Budgetary Governance*. OECD.
- OECD. (2023). *Budgeting and public expenditures in OECD countries*. OECD Publishing.
- OECD. (2025). *Building anticipatory capacity with strategic foresight in government*. OECD Publishing.
- OECD. (2025). *Quality budget institutions: Developments in OECD countries*. OECD Publishing.
- PEFA Secretariat. (2016). *Framework for assessing public financial management*. Public Expenditure and Financial Accountability.
- Persson, T., & Tabellini, G. (2004). Constitutional rules and fiscal policy outcomes. *American Economic Review*, 94(1), 25–45. doi:10.1257/000282804322970689
- Reinhart, C. M., Rogoff, K. S., & Savastano, M. A. (2003). Debt intolerance. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003(1), 1–74.
- Schick, A. (2010). *The federal budget: Politics, policy, process* (3rd ed.). Brookings Institution Press.
- StataCorp. (2025). *Stata 19 longitudinal-data/panel-data reference manual*. Stata Press.
- von Hagen, J. (1992). *Budgeting procedures and fiscal performance in the European Communities* (Economic Papers No. 96). Commission of the European Communities.
- Wang, Q. (2015). Fixed-effect panel threshold model using Stata. *The Stata Journal*, 15(1), 121–134. doi:10.1177/1536867X1501500108
- World Bank. (2023). *Medium-term expenditure frameworks revisited*. World Bank.