

Fondements macroéconomiques et risque actuariel de la Couverture Médicale de Base au Maroc (2000–2035) : une approche MCO-HAC et Monte Carlo

Foundations and Actuarial Risk of Morocco's Basic Medical Coverage (2000–2035): An OLS-HAC and Monte Carlo Approach

Noureddine BAROUCH, (Doctorant)

*Laboratoire de Performance Économique et Logistique (PEL),
Faculté des sciences Juridiques, Économiques et Sociales - Mohammedia,
Université Hassan II de Casablanca, Maroc.*

Mohamed ADRAOUI, (Enseignant-chercheur)

*Laboratoire de Performance Économique et Logistique (PEL),
Faculté des sciences Juridiques, Économiques et Sociales - Mohammedia,
Université Hassan II de Casablanca, Maroc.*

Mohammed EL MADDAD, (Doctorant)

*Laboratoire de Performance Économique et Logistique (PEL),
Faculté des sciences Juridiques, Économiques et Sociales - Mohammedia,
Université Hassan II de Casablanca, Maroc.*

Adresse de correspondance :	Faculté des sciences Juridiques, Économiques et Sociales - Mohammedia, Route de Rabat, B.P 145, Hay Chems, Mohammedia, Maroc. Téléphone : +212 523-314682
Déclaration de divulgation :	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude et ils sont responsables de tout plagiat dans cet article.
Conflit d'intérêts :	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
Citer cet article	BAROUCH, N., ADRAOUI, M., & EL MADDAD, M. (2026). Fondements macroéconomiques et risque actuariel de la Couverture Médicale de Base au Maroc (2000–2035) : une approche MCO-HAC et Monte Carlo. <i>International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics</i> , 6(7), 82–109. https://doi.org/10.5281/zenodo.20635362
Licence	Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND

Fondements macroéconomiques et risque actuariel de la Couverture Médicale de Base au Maroc (2000–2035) : une approche MCO-HAC et Monte Carlo

Résumé

Sur deux décennies, le Maroc a étendu sa couverture sanitaire à près de 84 % de sa population. De la création de l'AMO en 2002 à l'intégration des bénéficiaires du RAMED dans le programme AMO Tadamoun en 2022, cette expansion soulève une question qui reste sans réponse en termes quantitatifs, à savoir la soutenabilité financière à moyen terme du régime contributif. Cet article comble cette lacune en combinant, sur des données marocaines couvrant la période 2000–2023, une estimation économétrique robuste (moindres carrés ordinaires avec erreurs-types HAC de Newey-West) et une simulation stochastique de Monte Carlo. Les résultats montrent que la croissance du PIB par habitant est le principal moteur des dépenses de santé, et que deux ruptures institutionnelles majeures (le choc pandémique de 2020 et l'intégration comptable de la contribution de l'État à l'AMO Tadamoun en 2022) ont durablement modifié la trajectoire de financement. Sur cette base, et en l'absence de nouveaux mécanismes de régulation, les simulations indiquent que la probabilité d'un déficit du régime contributif atteint 80,8 % d'ici 2028 et dépasse 99 % à partir de 2030. Ces chiffres ne constituent pas une prévision déterministe mais une mesure du risque actuariel, sujette à révision à mesure que les données post-fusion CNOPS-CNSS seront disponibles. Les scénarios incluant une taxe comportementale affectée de 2 000 M MAD par an éliminent le risque de déficit sur l'ensemble de l'horizon 2024–2035 sous les hypothèses de calibrage retenues. Ces conclusions plaident clairement pour l'activation d'instruments de régulation avant 2027, afin de préserver les acquis d'une décennie de couverture universelle.

Mots clés : Couverture médicale de base, AMO Tadamoun, Groupements Sanitaires Territoriaux, financement de la santé, soutenabilité actuarielle, Maroc, Couverture Sanitaire Universelle.

JEL Classification : H51, I13, I15, C22, C15

Type du papier : Recherche empirique

Abstract

Over two decades, Morocco has extended health coverage to nearly 84% of its population. From the creation of the AMO in 2002 to the integration of RAMED beneficiaries into the AMO Tadamoun programme in 2022, this expansion raises a question that remains unanswered in quantitative terms, namely the medium-term financial sustainability of the contributory scheme. This article addresses that gap by combining, on Moroccan data spanning 2000–2023, robust econometric estimation (ordinary least squares with Newey-West HAC standard errors) and stochastic Monte Carlo simulation. The results show that per capita GDP growth is the primary driver of health expenditure, and that two major institutional breaks, namely the 2020 pandemic shock and the accounting integration of the state's contribution to AMO Tadamoun in 2022, have permanently altered the financing trajectory. On this basis, and absent new regulatory mechanisms, simulations indicate that the probability of a deficit in the contributory scheme reaches 80.8% by 2028 and exceeds 99% from 2030 onwards. These figures are not a deterministic forecast but a measure of actuarial risk, subject to revision as post-merger CNOPS-CNSS data become available. Scenarios including an earmarked behavioural tax of 2,000 M MAD per year eliminate the risk of deficit over the entire 2024–2035 horizon under the retained calibration assumptions. These findings make a clear case for activating regulatory instruments before 2027, in order to preserve the gains of a decade of universal coverage.

Keywords: Basic Medical Coverage, AMO Tadamoun, Territorial Health Groups, health financing, actuarial sustainability, Morocco, Universal Health Coverage.

JEL Classification: H51, I13, I15, C22, C15

Paper type: Empirical Research

1. Introduction

Que les systèmes de santé des pays à revenu intermédiaire puissent garantir une protection financière universelle sans compromettre leur équilibre budgétaire, c'est l'une des questions les plus débattues depuis que l'ODD 3.8 a inscrit la couverture sanitaire universelle au rang des priorités mondiales en 2015 (OMS, 2010 ; Hanson et al., 2022). Le Maroc a devancé cet agenda d'une décennie en adoptant dès 2002 la loi n° 65-00 portant code de la couverture médicale de base (Maroc, 2002). Ce texte fondateur a institué l'assurance maladie obligatoire pour les salariés et pensionnés, confiée à la CNSS pour le secteur privé et à la CNOPS pour le secteur public, ainsi que le RAMED pour les ménages en situation de pauvreté, généralisé en mars 2012. La réforme s'inscrit dans un mouvement plus large de refondation des systèmes de financement de la santé dans les économies émergentes (Atim et al., 2021) et africaines (Brikci, 2024), mais elle présente la particularité d'avoir été conçue et engagée bien avant que la communauté internationale ne formalise ses objectifs en la matière.

Les résultats accumulés sur deux décennies sont substantiels. D'un taux de couverture inférieur à 20 % au milieu des années 2000, le système a atteint 74,2 % fin 2021 (ANAM, 2021), puis environ 84 % à fin décembre 2022, après le basculement de 10,4 millions de porteurs de carte RAMED active vers l'AMO Tadamoun, effectif au 1er décembre 2022 en application de la loi n° 27-22 (Maroc, 2022b). Bouzaidi et Ragbi (2024) et Mouhdi (2024) confirment cette trajectoire tout en soulignant la persistance des inégalités structurelles d'accès. L'élargissement de la couverture formelle ne se traduit pas mécaniquement par une protection financière effective, comme le montrent Zahidi et al. (2022) dans une étude transversale à l'échelle nationale, où le taux de dépenses catastrophiques de santé demeure significatif, notamment dans les ménages ruraux et à faibles revenus.

Ces transformations convergent vers une question sur laquelle la littérature économique sur le financement de la santé au Maroc n'a pas encore mobilisé d'approche probabiliste combinant estimation économétrique robuste et simulation stochastique. Les fondements macroéconomiques du financement de la CMB sont-ils solides, et dans quelle mesure la soutenabilité actuarielle du système à moyen terme peut-elle être probabilisée ? L'apport de cet article est à la fois empirique et méthodologique. Sur le plan empirique, il produit, à notre connaissance, la première évaluation probabiliste de la soutenabilité actuarielle de l'Assurance Maladie Obligatoire marocaine fondée conjointement sur une estimation économétrique robuste et une simulation de Monte Carlo, comblant un vide identifié dans la littérature sur le financement de la santé dans les économies à revenu intermédiaire. Sur le plan méthodologique, deux enseignements dépassent le seul contexte marocain : d'abord, la combinaison MCO-HAC et simulation de Monte Carlo constitue un cadre estimé sur données courtes, transposable à tout régime d'assurance maladie dont les séries temporelles sont brèves et les données de panel régionales insuffisantes ; ensuite, sur un échantillon de 24 observations quasi-intégrées, l'élasticité de long terme issue de l'ARDL peut prendre une valeur économiquement aberrante, ce qui commande de ne pas retenir un modèle dynamique sur le seul critère d'ajustement statistique. Cet article aborde cette question en trois temps. Il identifie d'abord les déterminants macroéconomiques de la dépense publique de santé sur la période 2000–2023, en corrigeant les estimations pour hétéroscédasticité et autocorrélation par la méthode MCO-HAC. Il teste ensuite l'existence d'une relation de long terme entre dépenses de santé et PIB par habitant au moyen de la procédure ARDL avec test des bornes ; cette taille réduite d'échantillon (24 observations annuelles) constitue une contrainte structurelle pour les procédures économétriques mobilisées, dont les implications sont explicitées tout au long de l'analyse. Il simule enfin la soutenabilité actuarielle de la CMB à l'horizon 2035 par la méthode de Monte Carlo, en quantifiant l'intervalle de probabilité associé aux scénarios de soutenabilité. L'analyse

repose sur une base de données originale consolidant les séries primaires WHO GHED, World Bank WDI, ANAM RAG 2021, CNSS et CESE.

2. Revue de littérature

2.1. L'élasticité-revenu des dépenses de santé

Depuis les travaux fondateurs de Newhouse (1977), la relation entre revenu national et dépenses publiques de santé constitue l'une des questions les plus débattues de l'économie de la santé. L'élasticité-revenu mesure de combien augmentent ces dépenses lorsque le revenu national progresse de 1 %. Quand elle est supérieure à 1, les dépenses de santé croissent plus vite que le revenu et leur part dans le PIB s'alourdit au fil du temps, ce qui correspond au profil d'un bien de luxe au sens économique du terme. Quand elle est inférieure à 1, les dépenses progressent mais moins rapidement, la part de la santé dans le PIB tend à se stabiliser, et l'on parle alors de bien de première nécessité.

Les études sur grands panels convergent vers cette seconde configuration. Sur un échantillon de 167 pays, Baltagi et al. (2017) estiment une élasticité comprise entre 0,75 et 0,95, résultat que Younsi et al. (2016) reproduisent par estimateur à effets fixes. Shimul et al. (2023), sur 177 pays, et Khan et al. (2016), pour la Malaisie par modélisation ARDL, aboutissent à des valeurs proches de l'unité, situant la santé à la frontière entre les deux catégories sans trancher définitivement en faveur de l'une. Cette relative stabilité des estimations à travers les contextes institutionnels suggère que le revenu agit comme un déterminant structurel des dépenses, sans en être l'unique moteur. Barkat et al. (2019) le montrent précisément pour la région arabe, où le vieillissement démographique et le progrès médical amplifient l'effet du revenu sans s'y substituer, ce qui plaide pour une spécification multivariée plutôt que bivariée.

Sur le plan du financement, deux canaux méritent d'être distingués. Behera et Dash (2019) montrent que les recettes fiscales constituent un déterminant positif et stable des dépenses publiques de santé, indépendamment du niveau de revenu, ce qui fonde l'inclusion de la pression fiscale parmi nos régresseurs. À cela s'ajoute le rôle des taxes comportementales affectées, que Javadinasab et al. (2019) et l'OMS (2024) identifient comme levier de financement complémentaire, dimension particulièrement pertinente dans le contexte marocain où la Taxe Intérieure de Consommation (TIC) sur le tabac contribue, même marginalement, au financement de l'assurance maladie via le Fonds d'Appui à la Protection Sociale et à la Cohésion Sociale (FAPSCS), compte d'affectation spéciale institué par la loi de finances 2021 en remplacement du Fonds de Cohésion Sociale.

Une précision méthodologique s'impose avant toute comparaison avec ces estimations. Notre spécification retient le ratio dépenses publiques de santé/PIB comme variable dépendante dans une forme semi-logarithmique. Le coefficient associé au revenu mesure donc une semi-élasticité, soit la variation relative des dépenses pour une variation absolue du revenu, et non une élasticité log-log au sens strict. Cette distinction, documentée en détail à la section 3, interdit une lecture directe de nos résultats à l'aune des valeurs citées ci-dessus et invite à les traiter comme des ordres de grandeur de référence plutôt que comme des étalons de comparaison.

La dynamique démographique et épidémiologique constitue un facteur structurant additionnel, souvent sous-estimé dans les modèles d'élasticité agrégée. L'OCDE (2020) estime que le nombre de Marocains âgés de plus de 65 ans devrait tripler entre 2020 et 2060, conjuguant allongement de l'espérance de vie et baisse de la fécondité. Cette accélération du vieillissement, associée au doublement tendanciel de la prévalence des maladies chroniques propre à la transition épidémiologique, exercera une pression croissante sur la dépense de santé et les équilibres actuariels des caisses d'assurance maladie. Ce paramètre sous-tend directement

l'hypothèse de croissance des dépenses retenue dans les simulations (mode à 8 % par an) et justifie d'en évaluer la robustesse sur un horizon à moyen terme.

2.2. Ruptures structurelles et résilience du financement

Les séries temporelles de dépenses de santé sont rarement stationnaires, car elles intègrent des chocs exogènes qui modifient durablement leur trajectoire, au point de rendre caduques les paramètres estimés sur des périodes antérieures. Les crises sanitaires majeures constituent l'illustration la plus nette de ce phénomène. Haakenstad et al. (2023), à partir d'analyses par séries temporelles interrompues, documentent que la pandémie de COVID-19 a accru les dépenses catastrophiques dans trois pays sur cinq de leur corpus. Lackner et al. (2023) confirment une rupture structurelle durable dans les finances de santé autrichiennes après 2020, tandis que Zuo et Zhai (2021), pour le cas chinois, montrent que les politiques de prise en charge de l'épidémie ont creusé un écart entre recettes de cotisations et dépenses de remboursement que la croissance économique ultérieure n'a que partiellement résorbé. Ces résultats établissent qu'ignorer ces ruptures dans une modélisation économétrique revient à attribuer au comportement ordinaire des dépenses ce qui relève en réalité d'un régime exceptionnel.

Le contexte marocain illustre cette dynamique de façon particulièrement nette. La création du Fonds Spécial pour la Gestion de la Pandémie du COVID-19, institué par la loi de finances rectificative de mars 2020, a introduit un choc budgétaire massif et ponctuel qui perturbe la série temporelle classique des dépenses publiques de santé. C'est ce qui justifie l'intégration d'une variable muette de ruptures pour la période 2020-2021, dont la détection formelle repose sur le test de Chow prédictif d'Andrews (1993). Cette précaution n'est pas purement technique, car elle conditionne la validité des estimations sur l'ensemble du panel et préserve l'interprétabilité des coefficients associés aux déterminants structurels.

Sur un plan plus large, Gaies (2022) rappelle que la soutenabilité des dépenses publiques de santé ne se limite pas à un équilibre comptable immédiat, mais engage la capacité de long terme des États à financer le capital humain face aux chocs macroéconomiques. Cette perspective élargit le cadre d'analyse et renforce a posteriori la pertinence d'une modélisation attentive aux régimes de rupture. Traiter correctement les discontinuités de série n'est pas une simple précaution économétrique, c'est la condition pour que les résultats puissent alimenter un débat de politique économique crédible.

2.3. Protection financière et dépenses catastrophiques

La littérature distingue deux niveaux d'analyse de la protection financière. Au niveau des ménages, Xu et al. (2003) définissent les dépenses catastrophiques comme celles dépassant 10 % des dépenses totales du ménage, seuil retenu par l'indicateur SDG 3.8.2. Au niveau du système, l'OMS (2010) et Kutzin (2013) considèrent qu'un ratio de dépenses directes supérieur à 25-30 % des dépenses totales de santé signale une protection financière inadéquate. Ces deux niveaux ne coïncident pas nécessairement, car un système peut afficher un taux OOP modéré en agrégat tout en laissant certains ménages exposés à des charges catastrophiques, ce qui rend indispensable l'articulation des deux perspectives dans toute évaluation rigoureuse.

Le Maroc illustre précisément cette tension. Selon les Comptes Nationaux de Santé 2022 publiés par le Ministère de la Santé et de la Protection Sociale (2022), le taux de dépenses directes des ménages atteignait 38 % des dépenses totales de santé, chiffre cohérent avec l'estimation de 37,2 % produite par la base WHO GHED pour 2023, excédant dans les deux cas nettement le repère de soutenabilité fixé par l'OMS, et ce malgré l'extension formelle de la couverture engagée depuis 2021, comme le confirment Bouzaidi et Ragbi (2024). Cette dissociation entre couverture formelle et protection effective est documentée de façon convergente dans la littérature internationale. Zahidi et al. (2022), dans une étude transversale nationale, montrent que les ménages ruraux et à faibles revenus supportent une charge

financière disproportionnée. Rahman et al. (2022), dans une revue de portée de 155 études, concluent que la seule détention d'une assurance ne réduit pas automatiquement les dépenses catastrophiques en l'absence d'un panier de soins suffisamment large. Eze et al. (2023) apportent un contrepoint partiel, puisque les assurés présentent une probabilité 60 % plus élevée d'utiliser les services de santé, ce qui suggère que l'assurance agit d'abord sur l'accès avant d'agir sur la charge financière nette.

Ces résultats éclairent directement la situation marocaine. L'extension de l'AMO Tadamoun a substantiellement élargi la couverture populationnelle, mais la persistance d'un taux OOP élevé traduit une vulnérabilité financière structurelle dont la source principale a été explicitement identifiée par les autorités institutionnelles marocaines elles-mêmes. La Cour des Comptes (2026) et le Conseil Économique, Social et Environnemental, dans son Avis n°80/2024, pointent l'inadéquation du Tarif National de Référence (TNR) comme facteur déterminant du reste à charge excessif des assurés. Cette configuration, où la couverture formelle progresse plus vite que la protection réelle, constitue précisément le type de déséquilibre que notre modèle cherche à quantifier à travers l'inclusion conjointe du taux de couverture et du ratio OOP parmi les variables explicatives.

Cette tension entre élargissement formel de la couverture et persistance des dépenses directes n'est pas propre au Maroc. Ly et al. (2022), dans une revue narrative des modèles institutionnels d'assurance santé universelle en Afrique, couvrant notamment la Tunisie, le Sénégal et le Ghana, montrent que la fragmentation des régimes et la faible densification du pool de risques freinent systématiquement l'effet protecteur des réformes. Osei Afriyie et al. (2025) confirment, pour l'ensemble de la région africaine de l'OMS, que les régimes contributifs restent fragilisés par les contraintes de mobilisation de recettes et les difficultés à couvrir le secteur informel. La trajectoire marocaine s'inscrit dans ce défi régional commun, dont la singularité réside dans l'ampleur et la rapidité de la généralisation engagée depuis 2022.

La soutenabilité de la CMB doit en outre être analysée à la lumière de la transition démographique et épidémiologique que connaît le Maroc. La baisse continue de la fécondité, l'allongement de l'espérance de vie et la progression des maladies chroniques engendrent une augmentation structurelle de la demande de soins. Sabri et al. (2026) montrent que le Maroc, à l'instar de la Tunisie et de l'Égypte, fait face à une transition onco-gériatrique dont les implications financières pour les régimes d'assurance maladie restent insuffisamment intégrées dans les projections actuarielles de moyen terme.

2.4. Soutenabilité actuarielle et modélisation ARDL

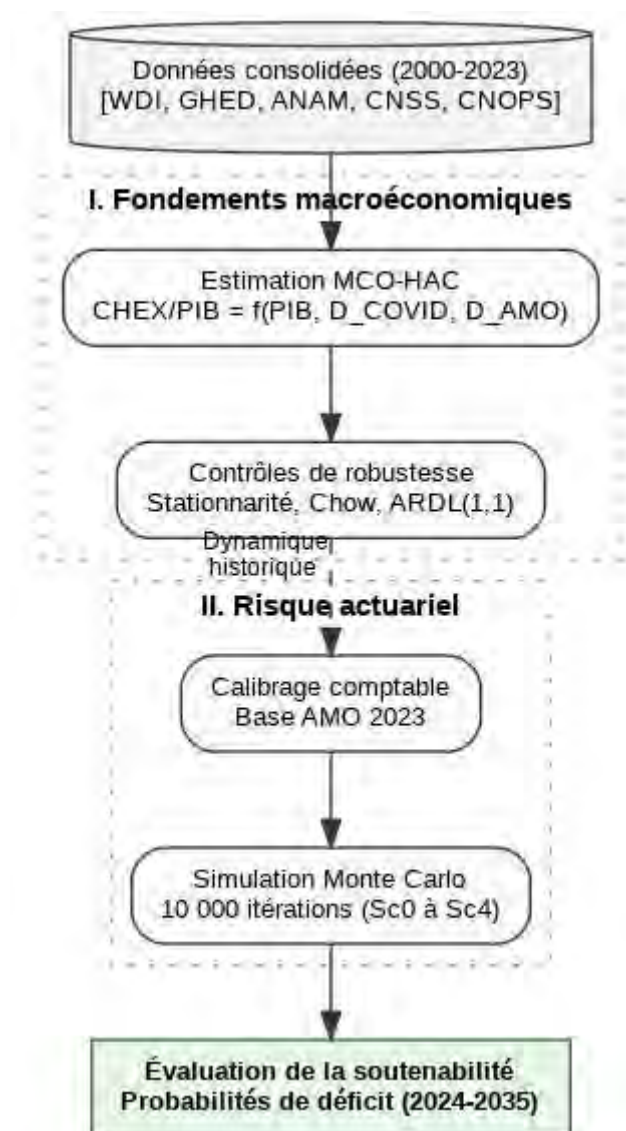
La soutenabilité actuarielle des systèmes d'assurance maladie publique est devenue un enjeu central dans les pays à revenu intermédiaire, où la dynamique démographique et les contraintes de cotisation exercent une pression croissante sur les équilibres actuariels. Kim et Woo (2025) projettent l'épuisement des réserves du National Health Insurance coréen vers 2030 sous l'effet conjugué du vieillissement démographique et de la sous-cotisation chronique. Ce mécanisme, où les dépenses de remboursement progressent structurellement plus vite que les recettes de cotisations, présente des similitudes de structure avec la trajectoire déficitaire documentée par la CNOPS (2024) pour le régime des fonctionnaires marocains, même si les contextes institutionnels diffèrent sensiblement. Des déficits comparables ont été mis en évidence au Rwanda par Nyandekwe et al. (2020) et en Tanzanie par Osetinsky et al. (2023), tandis que Mavridoglou et Polyzos (2022) en analysent les ressorts institutionnels dans une perspective européenne. La convergence de ces résultats à travers des contextes aussi variés suggère que les tensions actuarielles des systèmes d'assurance maladie relèvent moins de défaillances nationales isolées que de dynamiques structurelles partagées. Cette convergence justifie une modélisation économétrique de leurs déterminants observables.

Les dynamiques démographiques de long terme pèsent sur la soutenabilité actuarielle indépendamment des facteurs macroéconomiques. Le Maroc connaît une transition démographique accélérée, caractérisée par le vieillissement progressif de sa population sous l'effet combiné de la baisse de la fécondité et de l'allongement de l'espérance de vie. Les résultats du Recensement Général de la Population et de l'Habitat (RGPH 2024) indiquent que les personnes âgées de 60 ans et plus représentent désormais 13,8 % de la population nationale, soit près de cinq millions d'individus, tandis que leur poids démographique devrait continuer à croître au cours des prochaines décennies (HCP, 2025 ; Sabri et al., 2026). Cette évolution est susceptible d'accroître structurellement la demande de soins, la prévalence des maladies chroniques et, par conséquent, les dépenses de santé supportées par les régimes de couverture médicale.

Sur le plan méthodologique, la littérature offre plusieurs procédures pour traiter les relations de long terme entre variables d'ordres d'intégration mixtes. L'approche ARDL avec test des bornes proposée par Pesaran et al. (2001) présente l'avantage d'être applicable sans exiger le même ordre d'intégration pour toutes les variables, ce qui la rend particulièrement adaptée à nos séries. Pour les échantillons de taille réduite, inférieurs à quatre-vingts observations, les valeurs critiques tabulées par Narayan (2005) sont préférables aux tables originales de Pesaran et al., dont les propriétés asymptotiques sont moins fiables sur petits échantillons. Quant à la détection de ruptures structurelles, le test de Chow prédictif d'Andrews (1993) est retenu de préférence aux procédures de Bai et Perron (1998), ces dernières requérant un nombre minimal d'observations post-rupture que notre série 2000-2023 ne permet pas de satisfaire de manière suffisante. La section 3 détaille et motive l'ensemble de ces choix au regard des contraintes spécifiques à nos données.

Du point de vue de la modélisation, la simulation de Monte Carlo n'est pas la seule approche disponible pour projeter la soutenabilité d'un régime d'assurance maladie. Les modèles actuariels déterministes offrent une lisibilité directe des paramètres de rupture d'équilibre, mais ne propagent pas l'incertitude au-delà de scénarios discrets prédéfinis. Les modèles de microsimulation permettent d'intégrer l'hétérogénéité individuelle, mais supposent des données administratives longitudinales dont la disponibilité reste limitée dans le contexte marocain. La simulation de Monte Carlo répond aux contraintes d'un échantillon court en quantifiant l'ensemble des distributions de trajectoires financières possibles sans hypothèse de réalisation unique. La Figure 1 synthétise l'articulation de ces étapes méthodologiques et leur enchaînement causal.

Figure 1. Cadre conceptuel de la recherche. Articulation des déterminants macroéconomiques, du test ARDL et de la simulation de Monte Carlo



Source. Elaboration des auteurs.

3. Méthodologie de recherche

3.1. Sources et base de données

Les données mobilisées combinent deux sources internationales de référence, à savoir les indicateurs World Bank WDI (NY.GDP.PCAP.KD, SH.XPD.CHEX.GD.ZS, SH.XPD.GHED.GD.ZS, SH.XPD.OOPC.CH.ZS) et la base WHO GHED dans sa mise à jour de décembre 2025, couvrant la période 2000-2023 avec 24 observations annuelles. Les données financières de l'AMO sont issues des rapports annuels de gestion ANAM 2018 et 2021, des rapports institutionnels CNSS et CNOPS, et de l'Avis du CESE de novembre 2024 sur la généralisation de l'AMO. Les statistiques descriptives des variables retenues figurent au Tableau 1.

Tableau 1. Statistiques descriptives, Maroc 2000–2023 (n = 24)

Variable	Moy.	Éc.-type	Min	P25	Méd.	P75	Max	Source
CHEX/PIB (%)	4,947	0,634	3,693	4,518	5,056	5,401	6,064	WHO GHED
GHED/PIB (%)	1,768	0,623	0,937	1,252	1,818	2,010	3,428	WHO GHED
OOP (% dép. santé)	48,16	5,571	37,20	45,60	48,05	52,68	56,20	WHO GHED
PIB/hab (USD 2015)	3 002	696	1 820	2 427	3 068	3 578	4 055	World Bank WDI
Croissance PIB (%)	3,45	3,06	-7,18	2,08	3,77	4,97	8,15	World Bank WDI

Source. World Bank WDI ; WHO GHED, décembre 2025.

3.2. Spécification économétrique et stratégie d'estimation

Les tests ADF et KPSS, dont les résultats sont présentés au Tableau 2, confirment que $CHEX/PIB$ et $\ln(PIB/hab)$ sont intégrées d'ordre 1 en niveaux et stationnaires en première différence. La variable OOP est également $I(1)$, tandis que $GHED/PIB$ présente un signal mixte, stationnaire selon le KPSS mais $I(1)$ selon l'ADF, signe d'une intégration faible.

Face à des variables $I(1)$, deux stratégies d'estimation ont été envisagées. La cointégration classique d'Engle et Granger (1987) a été testée et écartée faute de relation bivariée détectée. La procédure ARDL avec test des bornes de Pesaran et al. (2001) a ensuite été conduite à titre de robustesse. Le modèle principal retenu est le MCO semi-logarithmique en niveaux, dont la validité repose sur la stationnarité des résidus, preuve d'une relation stable et non spurieuse au sens de Granger et Newbold (1974) et Phillips (1986).

$$CHEX/PIB_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(PIB/hab_t) + \beta_2 t + \beta_3 DCOVID_t + \beta_4 DAMO_t + \varepsilon_t$$

Le coefficient β_1 est une semi-élasticité exprimant la variation de $CHEX/PIB$ en points de pourcentage associée à une hausse de 1 % du PIB par habitant. La variable muette $DCOVID_t$ prend la valeur 1 en 2020 pour capter le choc pandémique, et $DAMO_t$ prend la valeur 1 pour les années 2022 et 2023 afin de saisir la rupture structurelle liée au basculement du RAMED vers l'AMO Tadamoun en décembre 2022.

Bien que OOP et $GHED/PIB$ figurent parmi les indicateurs descriptifs retenus au Tableau 1, leur inclusion dans le modèle principal s'est heurtée à un problème de colinéarité structurelle avec $\ln(PIB/hab)$. La tendance baissière quasi-monotone de l'OOP sur la période 2000-2023 est le reflet symétrique de la progression du revenu par habitant, produisant des facteurs d'inflation de la variance supérieurs au seuil d'acceptabilité. Ces variables sont donc traitées comme indicateurs de contexte dans l'analyse descriptive et leur profil temporel est commenté à la section 4.1.

Deux pathologies ont été détectées sur les résidus MCO ordinaires, à savoir l'hétéroscédasticité (test de Breusch-Pagan, $p = 0,018$) et l'autocorrélation de premier ordre (test de Breusch-Godfrey, $p = 0,045$). Ces deux violations rendant les erreurs-types MCO classiques invalides, les erreurs robustes HAC de Newey-West ($q = 2$) sont appliquées pour toute inférence statistique.

3.3. Simulations Monte Carlo

Les projections actuarielles 2024–2035 prennent comme point de départ la base financière réelle de 2023, à savoir des cotisations de 17 110 millions MAD, dépenses 15 050 millions MAD, solde net de +2 060 millions MAD. Cinq scénarios déterministes (Sc0 à Sc4) sont croisés avec 10 000 tirages de Monte Carlo pour chacun.

Le taux de croissance annuel des dépenses suit une loi triangulaire de paramètres (4 %, 8 %, 14 %), dont les bornes sont calibrées sur les taux historiques observés dans les données ANAM et CNSS pour la période 2015-2021. La borne basse de 4 % correspond aux phases de stabilisation post-réforme, le mode de 8 % reflète la croissance tendancielle de moyen terme, et la borne haute de 14 % capture les pics enregistrés lors des années de montée en charge accélérée du dispositif. Pour les scénarios Sc1 à Sc4, le levier de régulation est appliqué en réduisant ce taux de croissance annuel d'un facteur multiplicatif (Sc1 : $\text{taux} \times 0,90$), et non le niveau absolu des dépenses, de façon à modéliser l'effet structurel d'une politique de maîtrise sur la dynamique de remboursement plutôt qu'une réduction ponctuelle du stock. Le taux de croissance des cotisations suit une loi normale de moyenne 5 % et d'écart-type 1 %, tronquée à l'intervalle [2 %, 8 %]. Le scénario de référence (Sc0) retient une croissance de 5 % par an pour les cotisations, hypothèse délibérément conservatrice justifiée par la saturation progressive attendue de l'emploi formel après l'absorption des nouveaux bénéficiaires de l'AMO Tadamoun, dont le CESE (2024) documente l'ampleur et les contraintes de financement associées. Les simulations sont conduites avec la graine aléatoire $\text{seed} = 2026$ sous Python (`numpy.random`).

Le choix de la loi triangulaire est justifié par sa paramétrisation directe à partir de données historiques limitées ($n = 7$, période 2015–2021), sans hypothèse sur la forme des queues de distribution. Une simulation de robustesse conduite avec une loi log-normale de même espérance (8,67 %) et même écart-type (2,05 %) produit des probabilités de déficit dans un intervalle de $\pm 0,6$ pp par rapport aux résultats présentés (Sc0), confirmant que les conclusions qualitatives ne dépendent pas du choix distributionnel.

Cette dimension démographique n'est pas explicitement modélisée dans les simulations réalisées dans cette étude en raison de l'absence de séries homogènes suffisamment longues. Néanmoins, le vieillissement attendu de la population marocaine constitue un facteur susceptible de renforcer à moyen et long terme les tensions financières pesant sur la Couverture Médicale de Base (HCP, 2025 ; Sabri et al., 2026), ce qui confère un caractère prudent aux scénarios actuariels présentés.

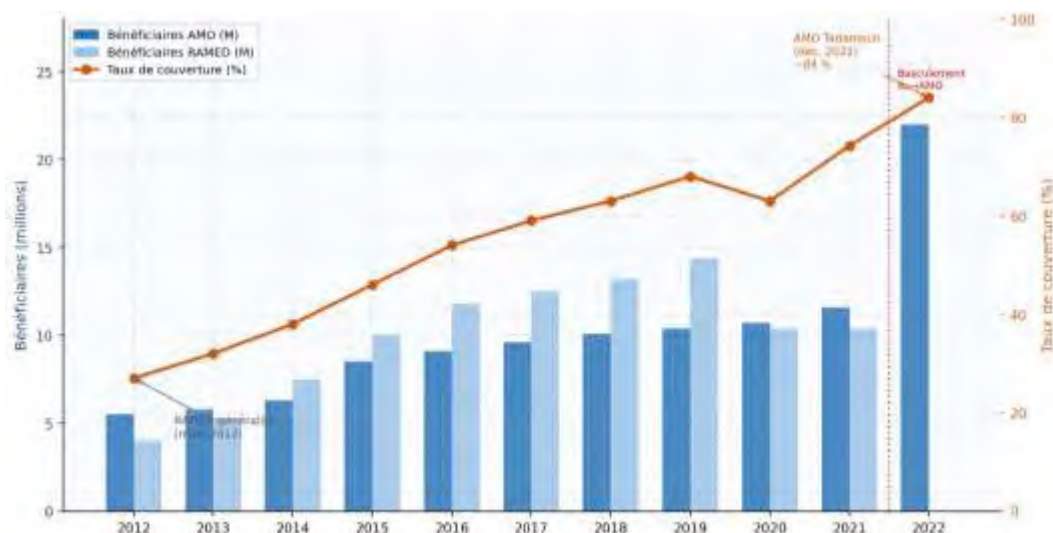
Disponibilité des données. Les données agrégées mobilisées dans cet article ainsi que les scripts Python employés pour les estimations économétriques (MCO-HAC) et les simulations de Monte Carlo (`numpy.random`, $\text{seed} = 2026$) sont accessibles en libre accès sur le dépôt Zenodo (Barouch et al., 2026).

4. Résultats

4.1. Dynamiques de couverture et de financement

La Figure 2 illustre une transformation structurelle de l'architecture de couverture marocaine sur une décennie, articulée autour de trois séquences distinctes, dont la première correspond à la montée en charge progressive de l'AMO entre 2005 et 2011, dont la croissance reste modeste en termes de bénéficiaires absolus, le dispositif couvrant principalement les salariés du secteur formel via la CNSS et la CNOPS. La généralisation du RAMED à partir de 2012 constitue le second temps fort. Avec 5,26 millions de bénéficiaires recensés dès le début 2013 et plus de 11 millions documentés en 2017, ce régime d'assistance médicale a opéré un rattrapage massif de la population non couverte, portant le taux d'affiliation agrégé au-delà de 70 % à l'horizon 2020. La troisième rupture, amorcée en décembre 2022 avec le basculement du RAMED vers l'AMO Tadamoun, marque le passage d'une logique d'assistance à une logique assurantielle universelle, le taux de couverture atteignant 79,8 % en 2022 selon les données ANAM.

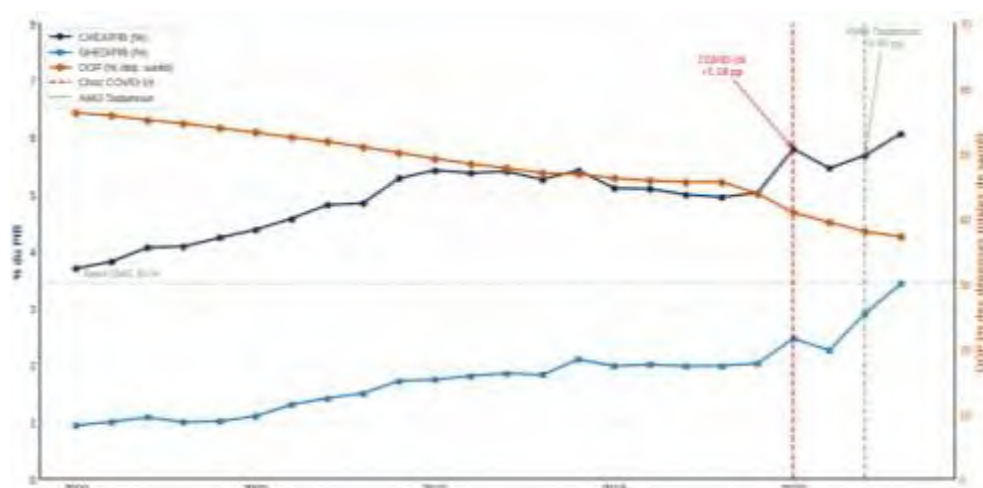
Figure 2. Dynamique de couverture CMB au Maroc (2012–2022) : bénéficiaires AMO et RAMED et taux de couverture agrégé



Source. ANAM (2021) ; ANAM (2023a) ; CNOPS (2013). Figure des auteurs.

La Figure 3 révèle la contrepartie financière de cette dynamique d'extension. Le ratio CHEX/PIB progresse de 3,69 % en 2000 à 6,06 % en 2023, traduisant une mobilisation croissante de ressources en faveur du secteur sanitaire. Cette progression masque cependant une recomposition interne significative. La part des dépenses publiques de santé dans le PIB, qui stagnait autour de 1 % au début de la période, dépasse 3,4 % en 2023, reflétant les engagements budgétaires liés à la généralisation de la couverture et à l'effort exceptionnel consenti durant la pandémie de COVID-19. Parallèlement, le taux de dépenses directes des ménages recule de 56,2 % en 2000 à 37,2 % en 2023, une baisse de près de 19 points qui témoigne d'une substitution partielle du financement privé par le financement public et assurantiel.

Figure 3. Indicateurs de financement de la santé au Maroc, 2000–2023 (%PIB et % dépenses de santé)



Note. Les valeurs pour l'année 2023 (CHEX/PIB et OOP) sont des estimations provisoires.

Source. WHO GHED (décembre 2025) ; World Bank WDI. Figure des auteurs.

Cette évolution reste néanmoins insuffisante au regard du repère fixé par l'OMS et Kutzin (2013). Avec un taux OOP encore supérieur de 7 à 12 points au seuil de 25-30 % considéré comme compatible avec une protection financière adéquate au niveau système, le Maroc demeure dans une zone de vulnérabilité structurelle. Le choc de 2020 apporte un éclairage complémentaire sur ce point. La pandémie a généré une hausse temporaire de CHEX/PIB à 5,79 %, accompagnée d'une compression du taux OOP à 40,9 %, ce qui suggère que la

substitution publique-privée s'opère surtout en période de crise, et non de façon pérenne. La trajectoire post-pandémique confirme cette lecture. Malgré la reprise de la croissance des dépenses publiques de santé, le taux OOP remonte dès 2021 avant de se stabiliser autour de 37-38 %, loin encore du seuil cible.

4.2. Tests de stationnarité

Les résultats des tests ADF et KPSS, présentés au Tableau 2, confirment l'ordre d'intégration des variables du modèle.

Tableau 2. Tests de stationnarité, Maroc 2000–2023 (n = 24)

Variable	Test	Spec.	Stat.	p / crit.5%	Décision niveaux	ADF Δ (p)
CHEX/PIB (%)	ADF	c+t, lag=0	-1,932	p=0,638	I(1)	p<0,001 ✓
CHEX/PIB (%)	KPSS	c+t, lag=1	0,207	crit=0,146	I(1) confirmé	-
ln(PIB/hab)	ADF	c+t, lag=1	-0,856	p=0,961	I(1)	p<0,001 ✓
ln(PIB/hab)	KPSS	c+t, lag=1	0,304	crit=0,146	I(1) confirmé	-
GHED/PIB (%)	ADF	c+t, lag=0	-0,751	p=0,970	I(1)	p<0,001 ✓
OOP (%)	ADF	c+t, lag=1	-2,478	p=0,339	I(1)	p=0,108
Résidus MCO	ADF	sans cste, lag=0	-3,210	p=0,001	I(0) → NON SPURIEUX ✓	-

Note. c+t : constante et tendance. H_0 ADF : présence d'une racine unitaire. H_0 KPSS : stationnarité de la série. Le symbole (✓) indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5 %.

Source. Données WHO GHED (décembre 2025) et World Bank WDI, calculs des auteurs.

CHEX/PIB et ln(PIB/hab) sont toutes deux non stationnaires en niveaux selon les deux critères, et stationnaires en première différence, ce qui les classe sans ambiguïté comme I(1). GHED/PIB affiche le même profil selon l'ADF. Le cas de l'OOP est plus complexe. Bien que non stationnaire en niveaux (p = 0,339), la variable ne satisfait pas non plus le critère de stationnarité en première différence au seuil de 5 % (p = 0,108), ce qui suggère soit une intégration d'ordre supérieur, soit une rupture structurelle qui affecte la puissance du test sur un échantillon de 24 observations. Ce résultat conforte la décision, déjà motivée par la colinéarité structurelle avec ln(PIB/hab), d'exclure l'OOP du modèle principal.

La validation décisive de la spécification repose sur le test ADF appliqué aux résidus MCO. La statistique de -3,210 (p = 0,001) conduit au rejet de l'hypothèse de racine unitaire et établit que les résidus sont I(0), preuve que la régression en niveaux n'est pas fallacieuse au sens de Granger et Newbold (1974) et Phillips (1986). Cette stationnarité des résidus autorise l'inférence sur les coefficients estimés et fonde la légitimité de l'ensemble de la procédure d'estimation.

4.3. Résultats MCO-HAC

Les résultats de l'estimation MCO-HAC sont présentés au Tableau 3.

Tableau 3. Estimation MCO-HAC : déterminants de CHEX/PIB (%), Maroc 2000–2023 - Comparaison M1 (avec tendance) et M2 (sans tendance)

Variable	M1 : avec tendance β (SE HAC)	Sig.	IC 95% HAC	M2 : sans tendance β (SE HAC)	Sig.	IC 95% HAC
Constante (β_0)	-48,887 (18,264)	*	[-86,5 ; -11,3]	-11,436 (2,845)	***	—
$\ln(\text{PIB}/\text{hab})$ (β_1)	7,002 (2,422)	**	[2,0 ; 12,0]	2,047 (0,363)	***	—
Tendance (β_2)	-0,188 (0,097)	(n.s.)	[-0,39 ; 0,01]	—	—	—
DCOVID 2020 (β_3)	1,182 (0,410)	**	[0,34 ; 2,03]	0,484 (0,153)	**	—
DAMO Tadamoun (β_4)	0,948 (0,419)	*	[0,08 ; 1,82]	0,337 (0,198)	(n.s.)	—
R² ajusté	0,840			0,779		

*Note. Les erreurs-types HAC (Newey-West, $q = 2$) sont rapportées. Signification statistique : *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; (n.s.) non significatif au seuil de 5 %. M1 inclut une tendance temporelle linéaire ; M2 en est dépourvu. Les coefficients associés à $\ln(\text{PIB}/\text{hab})$ doivent être interprétés avec prudence : la forte colinéarité entre le revenu par habitant et la tendance temporelle dans M1 ($\text{VIF} > 60$) rend l'estimation de β_1 sensible au traitement de cette composante. L'écart entre les deux spécifications ne traduit pas une incertitude statistique ordinaire, mais une ambiguïté de spécification inhérente à la quasi-colinéarité des régresseurs sur série courte (cf. section 4.4).*

Source. Données WHO GHED (décembre 2025), World Bank WDI et calculs des auteurs.

Les résultats de l'estimation MCO-HAC, présentés au Tableau 3, indiquent un ajustement satisfaisant pour le modèle M1 (avec tendance) : $R^2 = 0,867$, R^2 ajusté = 0,84. Le modèle M2 (sans tendance) affiche un R^2 ajusté de 0,779. L'inférence repose sur les diagnostics présentés au Tableau 4.

Tableau 4. Diagnostics du modèle

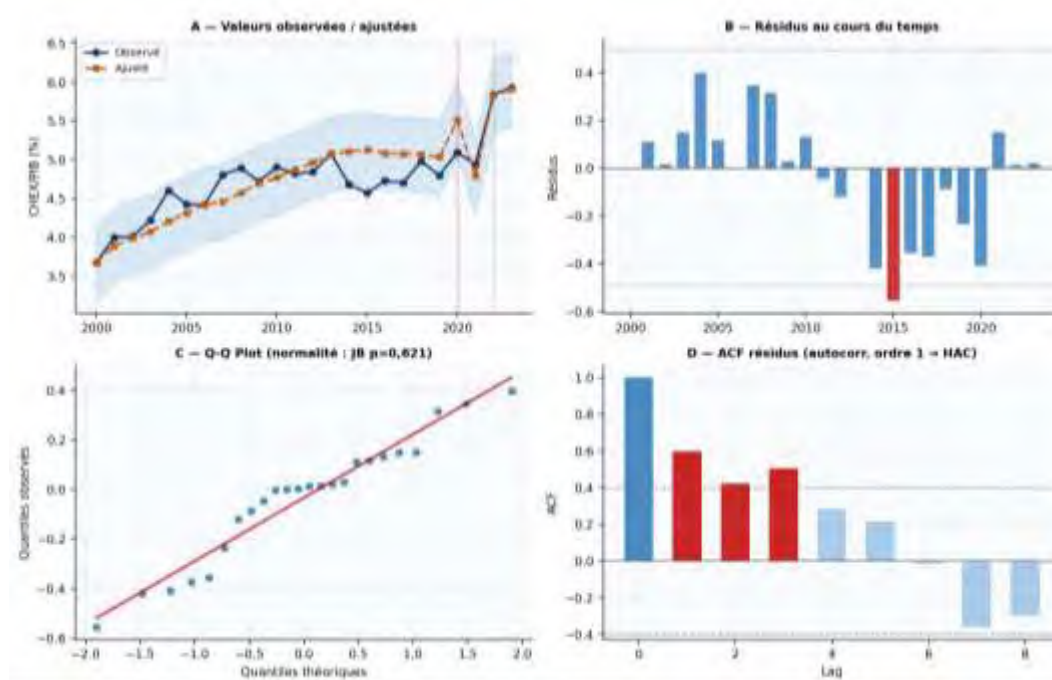
Test	H ₀	Stat.	p-value	Décision
Breusch-Pagan	homoscédasticité	LM=12,03	0,018	Rejetée → HAC obligatoire
Breusch-Godfrey lag=1	pas d'autocorr.	LM=4,08	0,045	Rejetée → HAC obligatoire
RESET Ramsey	spécif. correcte	F=2,38	0,123	Non rejetée ✓
Jarque-Bera	normalité	JB=0,96	0,621	Non rejetée ✓
ADF résidus	racine unitaire	-3,210	0,001	Rejetée → I(0) ✓
VIF $\ln(\text{PIB}/\text{hab})$ / trend	-	64/75	-	Multicolinéarité structurelle
Chow prédictif (rupture 2020)	pas de rupture	84,32	< 0,001	Rejetée → rupture COVID ***

Source. Calculs des auteurs.

Ces diagnostics confirment la présence d'hétéroscédasticité (test de Breusch-Pagan, $p = 0,018$) et d'autocorrélation de premier ordre (test de Breusch-Godfrey, $p = 0,045$), rendant les erreurs-types MCO classiques invalides. L'application des erreurs robustes HAC de Newey-West est donc non optionnelle, et c'est sur ces erreurs corrigées que repose l'ensemble de l'inférence. En revanche, le test RESET de Ramsey ($p = 0,123$) ne rejette pas la spécification semi-logarithmique, et le test de Jarque-Bera ($p = 0,621$) confirme la normalité des résidus, deux conditions qui valident la forme fonctionnelle retenue.

Le modèle explique 86,7 % de la variance de CHEX/PIB sur la période 2000-2023, avec un R^2 ajusté de 0,84, ce qui témoigne d'un ajustement satisfaisant compte tenu de la parcimonie de la spécification. Le test de Chow prédictif pour 2020 rejette massivement l'hypothèse d'absence de rupture ($F = 84,32$, $p < 0,001$), validant la pertinence de la variable muette DCOVID et confirmant que la pandémie constitue bien un régime exceptionnel et non une simple fluctuation ordinaire. La Figure 4 restitue l'ensemble de ces diagnostics de façon visuelle.

Figure 4. Diagnostics MCO-HAC : valeurs observées/ajustées, résidus, Q-Q plot, ACF



Source. Données WHO GHED (décembre 2025), World Bank WDI et calculs des auteurs.

4.4. Interprétation des coefficients

Avant d'interpréter les coefficients individuels, une mise en garde méthodologique s'impose concernant l'effet revenu. Le coefficient de $\ln(\text{PIB}/\text{hab})$ passe de $\beta_1 = 7,002$ dans M1 (avec tendance) à $\beta_1 = 2,047$ dans M2 (sans tendance). Cet écart considérable ne saurait être assimilé à une simple incertitude statistique classique, du type intervalle de confiance large autour d'un paramètre stable. Il reflète une ambiguïté de spécification plus fondamentale : sur la période 2000-2023, la croissance du revenu par habitant et la progression linéaire du temps évoluent de manière quasi-parallèle, au point que leur colinéarité atteint un VIF supérieur à 60 dans M1. Dans ce contexte, les deux régresseurs se disputent l'explication d'une même variance, et la décomposition de l'effet global entre la composante « revenu » et la composante « tendance » devient statistiquement indéterminée. En retirant la tendance dans M2, la totalité de cette variance commune est réattribuée à $\ln(\text{PIB}/\text{hab})$, ce qui gonfle mécaniquement son coefficient estimé. La magnitude de l'effet revenu dépend donc sensiblement du traitement retenu pour la tendance temporelle, et aucune des deux valeurs ne peut être présentée comme l'estimation du « véritable » effet. Ce qui demeure stable à travers les spécifications, et constitue la seule conclusion robuste sur ce paramètre, est le signe positif du coefficient : le développement économique est associé à une mobilisation accrue de ressources en faveur de la santé, quelle que soit la formulation retenue. La présentation comparative des modèles M1 et M2 au Tableau 3 vise précisément à rendre cette sensibilité visible plutôt qu'à la dissimuler derrière un estimateur unique.

Le coefficient $\beta_1 = 7,002$ ($t_{\text{HAC}} = 2,89$; $p = 0,009$) se lit comme une semi-élasticité : dans une spécification semi-logarithmique, une hausse de 1 % du PIB par habitant correspond à une variation de $\Delta \ln(\text{PIB}/\text{hab}) \approx 0,01$, ce qui implique un accroissement de CHEX/PIB de $\beta_1 \times 0,01 = +0,070$ point de pourcentage, toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat confirme que le développement économique soutient une mobilisation croissante de ressources en faveur de la santé, résultat cohérent avec les dynamiques documentées dans la région arabe (Barkat et al., 2019) et en Asie (Khan et al., 2016), même si la comparaison directe des coefficients reste illégitime compte tenu des spécifications différentes.

La tendance $\beta_2 = -0,188$ est significative sous MCO classiques ($p = 0,009$), mais perd cette significativité après correction HAC ($t = -1,95$; $p = 0,066$). Ce résultat illustre concrètement l'enjeu de la robustesse. La compression relative des dépenses de santé observée sur 2000–2019 n'est pas statistiquement établie au seuil de 5 % dès lors que l'autocorrélation des résidus est correctement prise en compte.

Le choc COVID-19 génère un saut exogène de +1,182 pp ($t_{HAC} = 2,89$; $p = 0,010$), confirmé très robustement par le test de Chow prédictif (rupture 2020) [$F = 84,32$; $p < 0,001$]. Cet effet résulte de deux canaux qui se renforcent mutuellement. Le premier est direct. Le Fonds Spécial COVID-19 a mobilisé des dépenses sanitaires extraordinaires. Le second est mécanique. La contraction du PIB de 7,18 % en 2020 a gonflé la part des dépenses dans un dénominateur rétréci, même à volume de dépenses constant. Le coefficient estimé reflète ces deux mécanismes simultanément et surestime donc vraisemblablement le seul effet-dépense net.

La réforme AMO Tadamoun produit un effet additionnel de +0,948 pp ($p = 0,036$) qui reflète deux composantes superposées. La première est réelle. 10,4 millions d'anciens bénéficiaires du RAMED intégrés dans un régime assurantiel actif génèrent des remboursements effectifs. La seconde est comptable : la contribution budgétaire de l'État (8,14 Mds MAD en 2023) est désormais classée dans les dépenses gouvernementales courantes de santé selon les normes GHED, là où les transferts du régime RAMED n'y figuraient qu'en partie. Séparer ces deux composantes nécessiterait des données d'exécution budgétaire désagrégées qui ne sont pas encore publiquement disponibles au niveau requis. En retenant l'hypothèse-borne haute selon laquelle la totalité de la contribution budgétaire de l'État (8,14 Mds MAD en 2023, soit environ 0,60 pp de CHEX/PIB rapporté au PIB nominal 2023 estimé à 1 350 Mds MAD) est de nature purement comptable, l'effet réel résiduel serait au plus de +0,35 pp. À l'inverse, si l'on suppose que les remboursements effectifs aux 10,4 millions de nouveaux assurés représentent la totalité de β_4 , l'effet comptable serait nul et l'effet réel plafonné à +0,948 pp. L'effet réel se situe vraisemblablement dans l'intervalle [0,25 ; 0,95] pp, ce qui n'altère pas la conclusion qualitative : l'intégration de l'AMO Tadamoun a produit un saut structurel significatif des dépenses, quelle que soit la proportion imputable à chaque canal.

4.5. ARDL(1,1) et test des bornes

Les résultats ARDL sont présentés à titre de robustesse et non comme modèle principal d'interprétation, pour une raison que les données elles-mêmes révèlent. Le coefficient autorégressif $AR(1) = 0,9493$ place le modèle dans la zone du *near unit root*, la série CHEX/PIB évolue avec une inertie si forte qu'elle frôle la non-stationnarité sans l'atteindre formellement. Dans un ARDL, l'élasticité de long terme s'obtient selon la formule

$$\beta_{LT} = \frac{\beta_{CT} + \beta_{CT\_L1}}{1 - AR(1)}$$

soit, numériquement,

$$\frac{-4,427 + 3,976}{1 - 0,9493} = \frac{-0,451}{0,051} = -8,89$$

Ce signe négatif, selon lequel une hausse du PIB par habitant réduirait la part des dépenses de santé dans le PIB à long terme, est économiquement incohérent avec l'ensemble de la littérature sur l'élasticité-revenu (Baltagi et al., 2017 ; Newhouse, 1977) et avec nos propres résultats MCO-HAC. Il est le produit mécanique de la division par un dénominateur très proche de zéro, qui amplifie de façon démesurée toute imprécision dans l'estimation des coefficients de court terme. Ce résultat est présenté en toute transparence précisément parce qu'il illustre une limite réelle de la procédure sur petits échantillons.

Le test des bornes PSS (Cas 3, $k = 1$) confirme cette limite. La statistique $F = 2,959$ est inférieure à la borne $I(0)$ au seuil de 10 % (3,174), de sorte qu'il est impossible de rejeter l'hypothèse d'absence de cointégration. Ce résultat est cohérent avec la stationnarité des résidus MCO

(ADF, $p = 0,001$). Si les résidus de la régression en niveaux sont $I(0)$, la relation estimée n'est pas fallacieuse au sens de Granger et Newbold (1974), ce qui lève tout besoin d'un mécanisme de correction d'erreur supplémentaire. Sur les 23 degrés de liberté effectifs de l'ARDL après perte d'une observation par décalage, Narayan (2005) lui-même reconnaît que les tables de Pesaran et al. (2001) manquent de puissance pour conclure dans un sens ou dans l'autre. L'AIC de l'ARDL ($-18,851$) est certes inférieur à celui du MCO ($6,796$), ce qui témoigne d'un meilleur ajustement de court terme, mais cet avantage ne compense pas l'instabilité structurelle du paramètre de long terme. Le MCO-HAC demeure le cadre d'interprétation.

Tableau 5. ARDL (1,1,0,0) et Bounds Test PSS (2001)

Variable	β	SE HAC	t HAC	p HAC	Sig.
Constante	4,047	1,415	2,860	0,011	*
CHEX_PIB.L1 [AR(1)]	0,9493	0,0706	13,44	<0,001	***
ln_GDP.L0 (β CT)	-4,427	1,595	-2,78	0,013	*
ln_GDP.L1	3,976	1,486	2,68	0,016	*
D_COVID.L0	0,360	0,169	2,13	0,048	*
D_AMO.L0	0,382	0,076	5,01	<0,001	***

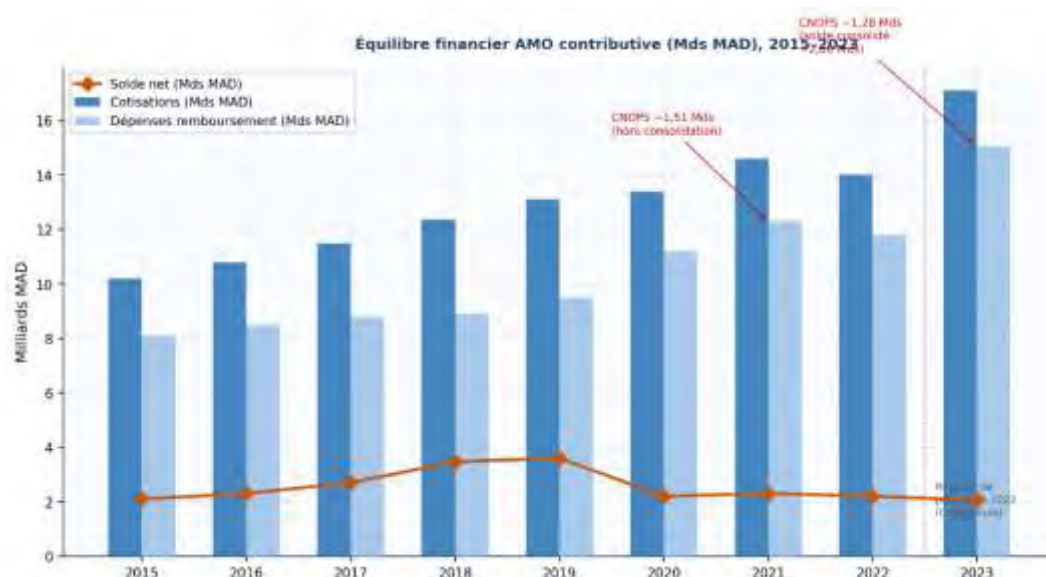
Note. Valeurs critiques du test des bornes selon Pesaran et al. (2001), Cas 3, et Narayan (2005) pour les petits échantillons ($n < 80$).

Source. Données WHO GHED (décembre 2025), World Bank WDI et calculs des auteurs.

4.6. Équilibre financier de l'AMO contributive

La Figure 5 retrace l'évolution des soldes annuels de l'assurance maladie contributive entre 2015 et 2023, en distinguant les recettes de cotisations, les dépenses de remboursement et le solde net. Sur la période 2015–2019, l'équilibre financier est globalement maintenu, avec des excédents modestes qui constituent une réserve de précaution. La rupture intervient à partir de 2020. La pandémie entraîne une accélération des dépenses de remboursement que la croissance des cotisations ne compense pas, amorçant le retournement du solde.

Figure 5. Équilibre financier AMO contributive (Mds MAD), 2015–2023



Note. Rupture de périmètre en 2022: données basées sur la CNSS uniquement.

Source. ANAM (2018, 2021), CNOPS (2024) et CNSS (2023).

Les chiffres comptables donnent corps à ce retournement. La CNOPS enregistre trois exercices déficitaires consécutifs entre 2021 et 2023, pour des montants de $-1,51$, $-0,88$ et $-1,28$ milliard MAD respectivement (CNOPS, 2024). La CNSS conserve un solde positif sur la même période, mais ses marges se resserrent sous l'effet de l'afflux des nouveaux bénéficiaires de l'AMO Tadamoun, une tendance que la rupture de périmètre de 2022 rend difficile à apprécier sur

longue période faute de séries comparables. Malgré cette asymétrie de trésorerie, les deux régimes font face à la même contrainte de fond. Les dépenses de remboursement progressent à un rythme que les recettes de cotisations ne suivent plus. C'est cet effet de ciseaux que nos simulations de Monte Carlo prolongent et probabilisent jusqu'en 2035.

4.7. Simulations de Monte Carlo

Le Tableau 6 présente les probabilités de déficit pour l'ensemble des cinq scénarios simulés (Sc0 à Sc4). Le scénario de référence (Sc0) projette la trajectoire actuelle sans aucune mesure nouvelle. Les scénarios Sc1 et Sc2 mobilisent respectivement la modulation des remboursements non urgents (réduction de 10 % du taux de croissance annuel des dépenses de remboursement) et l'affectation d'une recette fiscale comportementale (2 000 M MAD par an). Sc3 combine les deux. Le scénario hybride Sc4 intensifie Sc3 en faisant croître la recette fiscale à un rythme de 5 % par an, soit une progression de 2 000 M MAD en 2024 à 3 421 M MAD en 2035. Les simulations partent de la base financière réelle de 2023, à savoir des cotisations de 17 110 M MAD, dépenses 15 050 M MAD, solde net +2 060 M MAD.

Tableau 6. Probabilités de déficit annuel du régime contributif AMO par scénario et par année-clé

Scén.	Levier de régulation	2026	2028	2030	2033	2035
Sc0	Référence - tendanciel	24,3 %	80,8 %	97,8 %	99,9 %	100,0 %
Sc1	Modulation remboursements (taux dep. $\times 0,90$)	7,6 %	51,4 %	85,6 %	98,6 %	99,7 %
Sc2	Taxe comportementale (cot. + 2 000 M/an)	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %
Sc3	Double action (Sc1 + Sc2)	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %
Sc4	Hybride optimisé (taux dep. $\times 0,90$ + recette $\times t$)	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %

Note. Les probabilités de déficit sont issues de 10 000 tirages de Monte Carlo avec la graine aléatoire seed = 2026 (numpy.random, Python 3.x). Le multiplicateur des scénarios Sc1 à Sc4 est appliqué sur le taux de croissance annuel des dépenses.

Source. Calculs des auteurs.

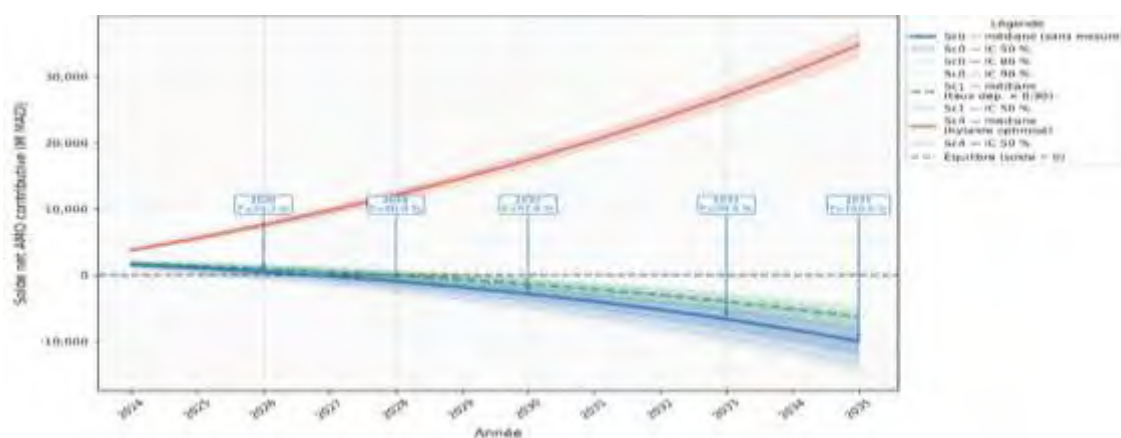
Une analyse de sensibilité sur les hypothèses de calibrage confirme la sensibilité asymétrique du modèle. Déplacer le mode de croissance des dépenses de 8 % à 10 %, hypothèse cohérente avec un scénario de maîtrise insuffisante des remboursements, augmente P(déficit 2028) de 80,8 % à 93,8 %, soit un accroissement de 13,0 pp. Réduire la moyenne des cotisations de 5 % à 4 %, sous l'hypothèse d'une dégradation de l'emploi formel, produit un effet comparable, à 97,4 %. À l'inverse, une révision du mode à 6 % ramène P(2028) à 57,8 %, ce qui illustre qu'une maîtrise même partielle des dépenses modifie sensiblement la trajectoire. Ces résultats confirment que les deux leviers de régulation ciblés par le scénario hybride présentent des impacts actuariels d'ampleur comparable.

Un exercice de stress-test fondé sur la dynamique déficitaire récente de la CNOPS permet d'encadrer le conservatisme relatif du scénario Sc0. Les déficits consécutifs de la CNOPS sur 2021–2023 (respectivement –1,51 ; –0,88 et –1,28 Mds MAD) représentent un solde annuel moyen de –1,22 Mds MAD. Si l'on suppose que ces pertes sont absorbées comme charge additionnelle annuelle dans la base financière du régime fusionné, la base des dépenses de 2024 s'élève effectivement à 16 273 M MAD au lieu de 15 050 M MAD. Sous cette hypothèse, P(déficit 2026) atteint 92,5 % (contre 24,3 % pour Sc0), et P(déficit 2028) s'établit à 99,5 % (contre 80,8 %). La réduction de cet écart sur l'horizon traduit l'effet relatif décroissant du choc initial à mesure que les dynamiques de croissance naturelles du régime dominant. Cet exercice confirme que le scénario Sc0 est conservateur par rapport à la situation post-fusion si les pertes CNOPS se maintiennent, et souligne que les recommandations d'activation avant 2027 seraient encore plus urgentes dans ce contexte. Les scénarios Sc2, Sc3 et Sc4 produisent une probabilité de déficit nulle sur l'ensemble de l'horizon 2024–2035. Ce résultat s'explique par le rapport

entre la recette fiscale comportementale retenue (2 000 M MAD par an) et l'effet de ciseau annuel moyen entre dépenses et cotisations sous Sc0 (environ 350 M MAD par an sous les hypothèses de calibrage). La recette additionnelle étant près de six fois supérieure à cet effet de ciseau, elle suffit à maintenir un excédent croissant dans la totalité des tirages simulés, y compris dans les scénarios de croissance des dépenses les plus défavorables. Ce résultat ne signifie pas que le risque est nul en pratique, il traduit le fait que ce levier fiscal, s'il est effectivement mobilisé au niveau retenu, constitue l'instrument actuariel le plus efficace parmi les options simulées. La combinaison des deux leviers (Sc3, Sc4) consolide cet équilibre avec une marge de sécurité croissante.

Conformément aux recommandations de la littérature sur la prévision probabiliste, les résultats des simulations sont représentés sous forme de « fan chart », permettant de visualiser l'élargissement progressif des intervalles de confiance à mesure que l'horizon temporel augmente (Britton et al., 1998).

Figure 6. Fan Chart Monte Carlo : Soutenabilité AMO contributive (M MAD), 2024–2035



Source. Calculs des auteurs. Base 2023 : ANAM RAG 2021 ; CNOPS (2024) ; CNSS (2023).

Note. Les zones ombrées représentent les intervalles de confiance à 50 %, 80 % et 90 % du scénario Sc0 (référence). Les paramètres stochastiques des scénarios sont détaillés à la section 3.3.

5. Discussion

5.1. Robustesse économétrique et choix du modèle

La comparaison des deux approches révèle un paradoxe : l'ARDL ajuste mieux les données que le MCO, son AIC étant nettement plus faible (−18,851 contre 6,796), mais le paramètre clé qu'il génère est économiquement absurde. Une élasticité de long terme négative ($\beta_{LT} = -8,89$) signifierait que la croissance du revenu réduit la part des dépenses de santé dans le PIB, ce qu'aucune étude ne confirme. Ce paradoxe tient à la quasi-racine unitaire ($AR(1) = 0,9493$). La quasi-intégration de la série amplifie mécaniquement toute imprécision dans les coefficients de court terme lors du calcul du β_{LT} . Choisir un modèle sur la seule base du critère d'information, sans vérifier que ses paramètres sont économiquement cohérents, conduit donc à des conclusions inverses à la réalité. La stationnarité des résidus MCO (ADF, $p = 0,001$) confirme que la régression en niveaux n'est pas fallacieuse, ce qui suffit à fonder l'inférence.

La forte multicollinéarité entre $\ln(\text{PIB}/\text{hab})$ et la tendance ($VIF > 60$) n'est pas un défaut du modèle, car elle reflète simplement le fait que le revenu par habitant et le temps évoluent de façon quasi-parallèle sur deux décennies de croissance régulière. Elle brouille l'identification séparée de β_1 et β_2 , mais ne touche pas aux coefficients des variables muettes dont les VIF restent inférieurs à 3. Que β_2 perde sa significativité après correction HAC ne signifie pas qu'il n'existe pas de tendance. Cela signifie que 24 observations ne permettent pas de la distinguer statistiquement de l'effet revenu une fois l'autocorrélation correctement prise en compte.

Cette multicollinéarité a deux conséquences pratiques sur l'interprétabilité individuelle. D'une part, les estimations ponctuelles de β_1 et β_2 doivent être interprétées avec prudence, leurs intervalles de confiance étant sensiblement élargis par la colinéarité. D'autre part, leur décomposition en un effet-revenu pur et un effet-tendance pur reste indissociable sur 24 observations annuelles. En revanche, les coefficients β_3 et β_4 , dont les VIF restent inférieurs à 3, conservent une interprétabilité robuste non affectée par ce problème.

La variable D_AMO a été retenue sur la base de son occurrence institutionnelle observée (loi 27-22, décembre 2022), sans test formel centré sur cet exercice. Le faible nombre d'observations post-rupture ($n = 2$) limite la puissance d'un test de Chow ou d'une procédure d'Andrews (1993) sur cette période. Cette validation constitue une extension recommandée dès lors que les données 2024–2025 seront disponibles.

Un modèle de robustesse M2 sans tendance linéaire a été estimé sur les mêmes données ($n = 24$, 2000-2023), avec erreurs HAC de Newey-West ($q = 2$) : $\text{CHEX/PIB}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{PIB}/\text{hab}_t) + \alpha_2 \text{DCOVID}_t + \alpha_3 \text{DAMO}_t + v_t$. Les coefficients sont reportés au Tableau 3 en colonne M2. Les résultats appellent deux lectures. D'une part, la semi-élasticité revenu est atténuée ($\alpha_1 = 2,047^{***}$; SE = 0,363 ; $p < 0,001$ contre $\beta_1 = 7,002^{**}$ dans M1), ce qui illustre l'absorption mécanique de l'effet-tendance par $\ln(\text{PIB}/\text{hab})$ dès lors que la tendance est retirée. D'autre part, le coefficient DCOVID reste fortement significatif ($\alpha_2 = 0,484^{**}$; SE = 0,153 ; $p = 0,002$). En revanche, l'effet AMO Tadamoun s'atténue et perd sa significativité au seuil conventionnel de 5 % ($\alpha_3 = 0,337$; SE = 0,198 ; $p = 0,090$; IC 95 % HAC = $[-0,052 ; 0,726]$). Cette sensibilité tient au fait que la tendance linéaire capte, dans M1, une compression séculaire de CHEX/PIB sur la période 2000-2019 qui précède la réforme. Sans cette tendance, $\ln(\text{PIB}/\text{hab})$ absorbe cette compression, réduisant la part résiduelle attribuée à DAMO. L'effet demeure positif et l'intervalle de confiance exclut presque entièrement les valeurs négatives (borne inférieure = $-0,052$), ce qui suggère une robustesse partielle plutôt qu'une absence d'effet. Cette sensibilité constitue une limite explicite : l'estimation de β_4 dans M1 est conditionnelle à l'inclusion de la tendance, et seules deux observations post-réforme (2022, 2023) fondent l'identification. La puissance du test s'en trouve structurellement limitée, ce qui justifie la recommandation d'étendre la série dès que les données GHED 2024-2025 seront disponibles.

5.2. Signification économique des ruptures institutionnelles

Le choc COVID-19 opère par deux canaux qui se renforcent mutuellement (+1,182 pp ; $t_{\text{HAC}} = 2,89$; $p = 0,010$, confirmé par le test de Chow à $p < 0,001$). Le premier est direct : des dépenses publiques extraordinaires ont été mobilisées via le Fonds Spécial créé en mars 2020. Le second est mécanique : la contraction du PIB de 7,18 % en 2020 a gonflé la part des dépenses dans un dénominateur plus petit, même à volume de dépenses constant, le ratio aurait augmenté. Haakenstad et al. (2023) et Lackner et al. (2023) documentent ce même mécanisme dans d'autres économies. Le coefficient β_3 reflète les deux effets ensemble et constitue ainsi une borne haute de l'effort sanitaire net : l'effort budgétaire réel en faveur de la santé est nécessairement inférieur ou égal à +1,182 pp, la fraction mécanique liée à la contraction du dénominateur ne relevant pas d'une décision de dépense.

L'effet AMO Tadamoun (+0,948 pp) repose sur deux composantes superposées. La première est comptable : la contribution budgétaire de l'État (8,14 Mds MAD en 2023 ; CESE, 2024) est désormais classée dans les dépenses courantes de santé selon les normes GHED, là où les transferts du RAMED ne l'étaient qu'en partie. La seconde est réelle : 10,4 millions de nouveaux assurés génèrent des remboursements effectifs. Le fait que ce coefficient reste significatif dans l'ARDL ($\beta = 0,382$ pour D_AMO.L0 ; $p < 0,001$), malgré les limites du modèle dynamique, indique que l'effet ne se réduit pas au seul changement comptable.

À titre d'ordre de grandeur indicatif, si l'on impute la totalité de la contribution budgétaire de l'État (8,14 Mds MAD en 2023) à l'effet comptable, son impact sur le ratio CHEX/PIB peut être

approché en rapportant ce montant au PIB nominal 2023 (estimé à 1 350 Mds MAD). L'effet comptable maximal serait ainsi de l'ordre de 0,60 pp, et l'effet réel résiduel d'environ 0,35 pp. La borne basse de l'effet réel demeure positive, confirmant que le basculement vers l'AMO Tadamoun a engendré des remboursements effectifs nouveaux au-delà du seul changement de classification budgétaire. La disponibilité future des comptes désagrégés CNSS permettrait d'affiner cette décomposition.

Par ailleurs, la valeur CHEX/PIB 2023 (6,064 %) étant provisoire dans la base GHED, une révision de $\pm 0,3$ pp induirait une variation de β_4 de l'ordre de $\pm 0,15$ pp, la variable DAMO étant active sur deux ans (2022 et 2023). Cette variation reste nettement inférieure à l'écart-type robuste du coefficient et ne remet pas en cause sa significativité ($p_{HAC} = 0,036$) ni son signe positif.

5.3. Soutenabilité et lecture probabiliste

Une précision conceptuelle préalable est nécessaire pour interpréter correctement les résultats qui suivent. La probabilité de déficit de 80,8 % en 2028, et plus généralement l'ensemble des probabilités reportées dans cette section, caractérisent un déséquilibre technique annuel, au sens d'un flux : ils mesurent la probabilité que, sur un exercice donné, les dépenses de remboursement excèdent les recettes de cotisations. Il s'agit donc d'un indicateur d'équilibre des flux annuels, et non d'un indicateur de solvabilité patrimoniale. Cette distinction est fondamentale pour l'interprétation. Un régime dont les flux annuels deviennent déficitaires ne se trouve pas instantanément en situation d'insolvabilité : dans la mesure où il dispose de réserves accumulées, il peut temporairement absorber un déficit de flux sans compromettre le service des prestations. Les réserves jouent précisément ce rôle de tampon entre l'équilibre instantané des flux et la viabilité à moyen terme du régime. Cela étant, un déficit de flux récurrent érode progressivement ce stock de précaution : si les déséquilibres annuels ne sont pas corrigés, les réserves se contractent d'exercice en exercice jusqu'à leur épuisement. La présente étude porte exclusivement sur l'équilibre annuel des flux et ne modélise pas explicitement la dynamique du stock de réserves. Elle ne permet donc pas de déterminer à quel moment précis les réserves seraient épuisées, ni quelle dotation initiale suffirait à absorber les déficits projetés. L'interprétation des probabilités ci-après doit être maintenue dans ce cadre : elles signalent une dégradation croissante des flux, pas une insolvabilité immédiate.

L'intérêt des simulations de Monte Carlo est de remplacer une trajectoire unique par une distribution de probabilités. Dire que la probabilité de déficit atteint 80,8 % en 2028, c'est dire que huit scénarios sur dix se soldent par un déficit à cet horizon, et non que le déficit est certain. Cette distinction change la nature du message politique, car elle permet de quantifier le risque sans le dramatiser ni le minimiser. La représentation en éventail retenue à la Figure 6 reprend la logique des fan charts popularisés par Britton et al. (1998) pour les projections de la Banque d'Angleterre, dont l'intérêt est précisément de restituer visuellement l'incertitude entourant une trajectoire centrale plutôt qu'une prévision ponctuelle.

Les scénarios incluant la recette fiscale comportementale (Sc2, Sc3, Sc4) éliminent le risque de déficit sur l'ensemble de l'horizon projeté, confirmant que ce levier constitue l'instrument actuariel le plus efficace parmi les options simulées. Ce résultat est cohérent avec ce que la littérature sur la soutenabilité des régimes d'assurance maladie recommande comme stratégie de stabilisation financière à moyen terme (Kim & Woo, 2025 ; Mavridoglou & Polyzos, 2022 ; Nyandekwe et al., 2020). Une précaution s'impose cependant sur les co-paiements associés à Sc1. Rahman et al. (2022) et Hooley et al. (2022) montrent que des co-paiements appliqués uniformément peuvent accroître la charge financière des ménages les plus fragiles. Pour que Sc1 produise les effets attendus sans régressivité, une exemption totale pour les bénéficiaires de l'AMO Tadamoun et une progressivité selon le revenu pour les assurés CNSS sont nécessaires.

La compatibilité de ce scénario avec les objectifs de couverture sanitaire universelle dépend cependant des conditions d'équité de sa mise en œuvre. L'OMS (2010) et Kutzin (2013) posent trois critères de progressivité pour qualifier un mécanisme de financement comme protecteur, à savoir la proportionnalité de la contribution au revenu, l'exemption des ménages dont les dépenses de santé dépassent le seuil catastrophique de 10 % du revenu (Xu et al., 2003), et la prise en charge intégrale des soins essentiels. Rahman et al. (2022) montrent que des co-paiements appliqués sans seuil d'exemption explicite accroissent le risque de dépenses catastrophiques dans les quintiles inférieurs, même dans les systèmes à large couverture. Dans le contexte marocain, où le taux de dépenses catastrophiques de santé atteignait 5,6 % des ménages en 2021 (Comptes Nationaux de Santé, 2022), la mise en œuvre du scénario Sc4 devrait préserver l'exemption des ménages anciennement RAMED et exclure explicitement les actes du panier de soins AMO prioritaires du mécanisme de modulation des remboursements, conformément aux critères OMS de protection financière.

5.4. Réforme GST-HAS, opportunité structurelle et risques d'exécution

Les Groupements Sanitaires Territoriaux, institués par la loi 08-22 (Maroc, 2023b), succèdent aux centres hospitaliers dissous et deviennent les opérateurs régionaux de la politique sanitaire, tandis que la Haute Autorité de la Santé, créée par la loi 07-22 (Maroc, 2023a), reprend les missions d'encadrement de l'AMO, d'accréditation et d'évaluation auparavant exercées par l'ANAM. Les simulations supposent que le taux de croissance des dépenses de remboursement reste à 8 % par an. C'est précisément sur ce paramètre que la réforme GST-HAS peut peser. Si les Groupements Sanitaires Territoriaux améliorent la coordination des soins de premier recours et réduisent les hospitalisations évitables, cette hypothèse pourrait être revue à la baisse, ce qui repousserait tous les horizons de déficit. Des systèmes de santé ayant engagé une consolidation territoriale comparable ont obtenu des gains d'efficacité mesurables (Alegre et al., 2024 ; Baalla & Jellouli, 2025, 2026 ; El Mossaoui, 2024). Harfaoui et al. (2024) soulignent à ce titre que la refondation du système national de santé marocain ouvre une fenêtre d'opportunité pour réorganiser l'offre de soins, à condition que les nouvelles structures de gouvernance soient effectivement dotées des moyens de leur mission. Bouzit et al. (2026) rappellent cependant que les inégalités régionales d'accès restent profondes et devront être explicitement ciblées. Errami et Cargnello (2018) notent par ailleurs que les outils du nouveau management public s'implantent lentement dans le secteur sanitaire marocain, faute d'indicateurs de performance opérationnels.

La mise en œuvre du scénario hybride soulève néanmoins un enjeu d'équité que les résultats actuariels seuls ne règlent pas. La modulation des remboursements non urgents peut accentuer le renoncement aux soins des ménages à faibles revenus, contrairement à l'objectif de protection financière universelle (OMS, 2010). Pour rester compatible avec les critères OMS de progressivité des prélèvements, le scénario hybride devrait être conditionné à : (a) un seuil d'exemption automatique pour les assurés dont le revenu est inférieur à deux fois le SMIG ; (b) une affectation explicite d'une part de la recette fiscale comportementale au financement des exemptions ; (c) un suivi annuel du taux de dépenses catastrophiques de santé (Rahman et al., 2022 ; Hooley et al., 2022). Sans ces garde-fous, l'ajustement actuariel risque de reporter la charge financière sur les assurés les moins capables de la supporter.

Ce potentiel est réel, mais sa réalisation n'est pas automatique. Abimbola et al. (2019) et Sapkota et al. (2023) montrent que la décentralisation sanitaire produit des effets négatifs sur l'efficacité dans au moins la moitié des cas étudiés, lorsqu'elle n'est pas accompagnée de mécanismes clairs de redevabilité entre régions. La loi 09-22 (Maroc, 2023c) sur la fonction sanitaire fournit un cadre légal dont l'effectivité dépendra des mécanismes de mise en œuvre et de suivi qui l'accompagneront.

5.5. Limites

La contrainte la plus structurelle reste la taille de la série. Avec 24 observations, la puissance statistique de tous les tests est réduite, et c'est cette même brièveté qui produit la quasi-racine unitaire (near unit root) dans l'ARDL. La multicollinéarité entre $\ln(\text{PIB}/\text{hab})$ et la tendance en découle directement, deux décennies de croissance régulière rendent ces deux variables quasi-indissociables, ce qui interdit d'isoler précisément les effets de β_1 et β_2 .

Sur les données, la valeur CHEX/PIB 2023 (6,064 %) est encore provisoire dans la base GHED et devra être actualisée. L'absence de comptes CNOPS individuels publiés au-delà de 2023 oblige à s'en remettre aux communiqués du Conseil d'administration (CNOPS, 2024), moins détaillés que les rapports annuels de gestion. Les simulations portent donc sur des paramètres de croissance calibrés sur une période qui ne reflète pas encore la dynamique post-fusion CNOPS-CNSS, ni le profil de vieillissement propre aux nouveaux assurés de l'AMO Tadamoun, deux facteurs dont l'effet sur la distribution des trajectoires simulées reste non modélisé. Par ailleurs, les effets de la généralisation de l'AMO sur les dépenses demeurent provisoires : seuls les exercices 2022 et 2023 sont actuellement observables, ce qui limite structurellement la robustesse de l'estimation de β_4 et justifie l'extension de la série dès que les données GHED 2024-2025 seront disponibles.

La réforme GST-HAS est enfin trop récente pour être évaluée empiriquement. Les effets sur la dynamique des dépenses discutés à la section 5.4 s'appuient sur des analogies internationales, non sur des données marocaines observées.

Une quatrième limite concerne la structure de dépendance entre les processus stochastiques simulés. Dans les simulations de Monte Carlo présentées à la section 5, les tirages aléatoires du taux de croissance des dépenses de remboursement et du taux de croissance des cotisations sont générés indépendamment l'un de l'autre. Cette hypothèse est techniquement commode, mais elle ne rend pas compte de la manière dont les finances sociales réagissent à des chocs macroéconomiques communs. Lors de certaines périodes récessives, la dégradation du marché du travail peut simultanément comprimer l'assiette des cotisations, par réduction de la masse salariale formelle, et accroître la pression sur les dépenses de remboursement, par exemple via des reports de soins suivis d'une demande rattrapée en phase de reprise. Ces deux effets, de sens opposé sur l'équilibre du régime, seraient corrélés dans un modèle intégrant une matrice de covariance. Les données historiques disponibles sur la période 2000-2023 ne permettent pas d'estimer de manière robuste une telle structure de dépendance : la série est trop courte pour identifier des co-mouvements cycliques stables entre recettes et dépenses de l'AMO contributive, a fortiori après les ruptures structurelles de 2020 et 2022. Les probabilités de déficit obtenues sont donc conditionnelles à l'hypothèse d'indépendance retenue. On ne peut pas affirmer que cette hypothèse conduit systématiquement à sous-estimer ou à surestimer le risque réel : selon la nature des chocs à venir, symétrique, asymétrique, ou compensatoire, la corrélation entre les deux processus pourrait jouer dans un sens ou dans l'autre. Cette limite invite à interpréter les probabilités simulées comme des ordres de grandeur conditionnels à un ensemble d'hypothèses de calibrage, et non comme des mesures absolues du risque actuariel.

6. Conclusion

Cet article a examiné les fondements macroéconomiques des dépenses de santé au Maroc sur 2000–2023 et quantifié la soutenabilité actuarielle de l'assurance maladie contributive à l'horizon 2035, en combinant estimation MCO-HAC, test des bornes ARDL, test de Chow prédictif et simulation probabiliste de Monte Carlo sur données réelles.

La croissance économique est le déterminant structurel premier, avec une semi-élasticité de +0,070 pp de CHEX/PIB pour une hausse de 1 % du revenu par habitant ($\beta_1 = 7,002$; $p_{\text{HAC}} = 0,009$). La tendance à la compression des dépenses perceptible sous MCO ordinaire perd sa

significativité après correction HAC, ce qui invite à relativiser les lectures d'ajustement structurel trop assurées sur séries courtes. Deux chocs structurels majeurs ont durablement infléchi cette trajectoire : le choc pandémique de 2020, qui agit par un double canal de dépenses extraordinaires et de contraction du PIB, et l'intégration comptable de la contribution de l'État liée à l'AMO Tadamoun à partir de 2022.

Sur le plan des contributions à la littérature, cet article apporte deux enseignements qui dépassent le seul cas marocain. D'abord, il démontre que, sur un échantillon national court dont les séries sont quasi-intégrées, l'élasticité de long terme issue d'un modèle ARDL peut prendre une valeur économiquement aberrante (ici $\beta_{LT} = -8,89$), ce qui constitue un enseignement méthodologique de portée générale pour tout économiste de la santé travaillant sur des séries nationales courtes : ne pas retenir un modèle dynamique sur le seul critère d'ajustement statistique, et toujours contrôler la persistance des résidus. Ensuite, la combinaison d'une estimation MCO robuste aux erreurs HAC, d'un test des bornes ARDL et d'une simulation de Monte Carlo calibrée sur des données réelles s'applique à tout régime d'assurance maladie dont les séries temporelles sont courtes et les données de panel régionales insuffisantes.

Sur le plan actuariel, la probabilité de déficit de l'AMO contributive dépasse 80 % dès 2028 et franchit 99 % à partir de 2030 sans mesures nouvelles. Les scénarios simulés n'ont pas vocation à constituer des prévisions déterministes, mais à illustrer des trajectoires probabilistes conditionnelles aux hypothèses retenues. Ce n'est pas une certitude. C'est la traduction probabiliste d'une tension structurelle entre une croissance des dépenses plus rapide que celle des cotisations, dans un contexte de saturation progressive de l'emploi formel. Les scénarios incluant une recette fiscale comportementale de 2 000 M MAD par an éliminent le risque de déficit sur tout l'horizon 2024–2035 sous les hypothèses de calibrage retenues, à condition que les instruments soient activés avant 2027.

Trois orientations de politique de santé découlent directement de ces résultats. Les leviers du scénario hybride doivent être activés avant 2027, car au-delà, la dynamique cumulée des déficits rend les ajustements structurellement plus coûteux. Cette recommandation reste toutefois conditionnelle à la mise en place d'outils de suivi de la performance et de mécanismes de redevabilité dans le système sanitaire marocain (Errami & Cargnello, 2018), ainsi qu'à la réduction des inégalités régionales d'accès qui limitent l'effectivité de la couverture contributive dans les régions les moins dotées (Bouzit et al., 2026). Le déploiement des GST ne produira les gains d'efficacité attendus que si des mécanismes explicites de rééquilibrage des ressources humaines et de redevabilité inter-régionale accompagnent la réforme. La publication régulière des comptes consolidés CNSS post-fusion et des comptes AMO Tadamoun constitue par ailleurs une condition essentielle pour un pilotage actuariel optimal, permettant d'anticiper les déséquilibres et de garantir que les éventuelles corrections demeurent graduelles.

Ces résultats s'inscrivent dans trois limites structurantes. La taille de l'échantillon (24 observations annuelles, 2000-2023) contraint la puissance de toutes les procédures économétriques, même après correction HAC et recours aux valeurs critiques de Narayan (2005). L'indisponibilité des données financières post-fusion CNOPS-CNSS empêche d'intégrer les effets de la loi 54-23 (Maroc, 2026) dans le calibrage des simulations. L'impossibilité de modéliser empiriquement les gains d'efficacité des GST, faute de données régionales suffisantes, limite la portabilité des projections au-delà des hypothèses de calibrage actuelles. Ces trois limites définissent l'agenda de recherche des travaux ultérieurs.

Plusieurs pistes de recherche se dégagent naturellement. La priorité est l'extension à des données de panel régionales, en exploitant les 12 Groupements Sanitaires Territoriaux sur une période de sept ans environ, via la méthode Pooled Mean Group de Pesaran et Smith (1995), ce qui permettrait de lever la contrainte des 24 observations tout en capturant les hétérogénéités infra-nationales de la demande de soins. Une deuxième piste consiste à intégrer explicitement la dynamique démographique dans le calibrage des simulations de Monte Carlo, une fois

disponibles les comptes post-fusion CNOPS-CNSS. Enfin, une étude comparative avec des pays de la région MENA ayant engagé des réformes d'universalisation similaires, en particulier la Tunisie et l'Égypte, permettrait d'apprécier si les déséquilibres actuariels documentés ici relèvent d'une singularité marocaine ou d'une dynamique structurelle régionale partagée.

Références

- (1). Abimbola, S., Baatiema, L., & Bigdeli, M. (2019). The impacts of decentralization on health system equity, efficiency and resilience: A realist synthesis of the evidence. *Health Policy and Planning*, 34(8), 605–617. <https://doi.org/10.1093/heapol/czz055>
- (2). Agence Nationale de l'Assurance Maladie. (2018). Rapport annuel global de l'assurance maladie obligatoire 2018. Agence Nationale de l'Assurance Maladie. Repéré le 5 juin 2026, à <https://anam.ma/anam/wp-content/uploads/2021/07/RAG2018-VF.pdf>
- (3). Agence Nationale de l'Assurance Maladie. (2021). Rapport annuel global de l'assurance maladie obligatoire 2021. Repéré le 5 juin 2026, à <http://www.abhatoo.net.ma/maalama-textuelle/developpement-economique-et-social/developpement-social/sante/couverture-medicale/rapport-annuel-global-de-l-assurance-maladie-obligatoire-2021>
- (4). Agence Nationale de l'Assurance Maladie. (2023a). *Rapport d'activités 2022 - Branche Assurance Maladie Obligatoire*. Repéré le 5 juin 2026, à <https://anam.ma/anam/wp-content/uploads/2023/04/RAPPORT-DACTIVITES-2022.pdf>
- (5). Alegre, J. C., Sharma, S., Cleghorn, F., & Avila, C. (2024). Strengthening primary health care in low- and middle-income countries: Furthering structural changes in the post-pandemic era. *Frontiers in Public Health*, 11, 1270510. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2023.1270510>
- (6). Andrews, D. W. K. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, 61(4), 821–856. <https://doi.org/10.2307/2951764>
- (7). Atim, C., Bhushan, I., Blecher, M., Gandham, R., Rajan, V., Davén, J., & Adeyi, O. (2021). Health financing reforms for universal health coverage in five emerging economies. *Journal of Global Health*, 11, 16005. <https://doi.org/10.7189/jogh.11.16005>
- (8). Baalla, A., & Jellouli, T. (2025). Collaboration and governance in integrated care systems: A Moroccan perspective on lessons from England's ICS; Comment on “New ways of working to manage and improve quality in integrated care systems in England”. *International Journal of Health Policy and Management*, 14(1), 1–3. <https://doi.org/10.34172/ijhpm.9299>
- (9). Baalla, A., & Jellouli, T. (2026). Territorial health groups in Morocco: Towards decentralized and equitable health system governance. *International Journal of Health Governance*, 31(2), 237–252. <https://doi.org/10.1108/IJHG-08-2025-0130>
- (10). Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66(1), 47–78. <https://doi.org/10.2307/2998540>
- (11). Baltagi, B. H., Lagravinese, R., Moscone, F., & Tosetti, E. (2017). Health care expenditure and income: A global perspective. *Health Economics*, 26(7), 863–874. <https://doi.org/10.1002/hec.3424>
- (12). Barkat, K., Sbia, R., & Maouchi, Y. (2019). Empirical evidence on the long and short run determinants of health expenditure in the Arab world. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 73, 78–87. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2018.11.009>

- (13). Barouch, N., Adraoui, M., & El Maddad, M. (2026). Replication Data for: Fondements macroéconomiques et risque actuariel de la Couverture Médicale de Base au Maroc (2000–2035) [Data set]. <https://doi.org/10.5281/zenodo.20574195>
- (14). Behera, D. K., & Dash, U. (2019). Impact of macro-fiscal determinants on health financing: Empirical evidence from low- and middle-income countries. *Global Health Research and Policy*, 4, 21. <https://doi.org/10.1186/s41256-019-0112-4>
- (15). Bouzaïdi, T. D., & Ragbi, A. (2024). An analysis of the trend towards universal health coverage and access to healthcare in Morocco. *Health Economics Review*, 14, 5. <https://doi.org/10.1186/s13561-023-00477-0>
- (16). Bouzit, A., Liouaeddine, M., & Tounsi, S. (2026). Inequalities in access to healthcare in Morocco: Issues and perspectives. *EPJ Web of Conferences*, 350, 03005. <https://doi.org/10.1051/epjconf/202635003005>
- (17). Brikci, N. (2024). Innovative domestic financing mechanisms for health in Africa: An evidence review. *Journal of Health Services Research & Policy*, 29(2), 132–140. <https://doi.org/10.1177/13558196231181081>
- (18). Britton, E., Fisher, P., & Whitley, J. (1998). The inflation report projections: Understanding the fan chart. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 38, 30–37. <https://www.bankofengland.co.uk/quarterly-bulletin/1998/q1/the-inflation-report-projections-understanding-the-fan-chart>
- (19). Caisse Nationale de Sécurité Sociale. (2023). *Rapport annuel de gestion 2022 - Branche assurance maladie obligatoire*. Repéré le 5 juin 2026, à <https://www.cnss.ma/fr/content/rapports-annuels>
- (20). Caisse Nationale des Organismes de Prévoyance Sociale. (2013). *Rapport annuel de gestion 2012*. CNOPS.
- (21). Caisse Nationale des Organismes de Prévoyance Sociale. (2024). *Résultats de la 28^e session du Conseil d'administration de la CNOPS au titre de l'AMO-Secteur public, exercice 2023* (27 juin 2024). Repéré le 5 juin 2026, à <https://cnops.org.ma/institutionnelle?r=259>
- (22). Conseil Économique, Social et Environnemental. (2024). Généralisation de l'AMO, bilan d'étape : Une avancée sociale à consolider, des défis à relever. Repéré le 5 juin 2026, à <https://www.cese.ma/media/2024/11/Avis-AMO-VF.pdf>
- (23). Cour des comptes du Maroc. (2026). *Rapport annuel de la Cour des comptes au titre de 2024-2025*. Repéré le 5 juin 2026, à <https://www.courdescomptes.ma/publication/rapport-annuel-de-la-cour-des-comptes-au-titre-de-2024-2025/>
- (24). El Mossaoui, M. (2024). Territorial health groups: A real revolution in Morocco. *International Uni-Scientific Research Journal*, 5(2), 12–15. <https://doi.org/10.59271/s45274.024.2248.2>
- (25). Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- (26). Errami, Y., & Cargnello, C. E. (2018). The pertinence of new public management in a developing country: The healthcare system in Morocco. *Canadian Journal of Administrative Sciences*, 35(2), 304–312. <https://doi.org/10.1002/cjas.1417>
- (27). Eze, P., Ilechukwu, S., & Lawani, L. O. (2023). Impact of community-based health insurance in low- and middle-income countries: A systematic review and meta-analysis. *PLoS ONE*, 18(6), e0287600. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0287600>
- (28). Gaies, B. (2022). Reassessing the impact of health expenditure on income growth in the face of the global sanitary crisis: The case of developing countries. *The European*

- Journal of Health Economics*, 23, 1415–1436. <https://doi.org/10.1007/s10198-022-01433-1>
- (29). Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7)
 - (30). Haakenstad, A., Bintz, C., Knight, M., Bienhoff, K., Chacon-Torrico, H., Curioso, W. H., Dieleman, J. L., Gage, A., Gakidou, E., Hay, S. I., Henry, N. J., Hernández-Vásquez, A., Méndez Méndez, J. S., Villarreal, H. J., & Lozano, R. (2023). Catastrophic health expenditure during the COVID-19 pandemic in five countries: A time-series analysis. *The Lancet Global Health*, 11(10), e1629–e1639. [https://doi.org/10.1016/s2214-109x\(23\)00330-3](https://doi.org/10.1016/s2214-109x(23)00330-3)
 - (31). Hanson, K., Brikci, N., Erlangga, D., Alebachew, A., De Allegri, M., Balabanova, D., Blecher, M., Cashin, C., Esperato, A., Hipgrave, D., Kalisa, I., Kurowski, C., Meng, Q., Morgan, D., Mtei, G., Nolte, E., Onoka, C., Powell-Jackson, T., Roland, M., & Wurie, H. (2022). The Lancet Global Health Commission on financing primary health care: Putting people at the centre. *The Lancet Global Health*, 10(5), e715–e772. [https://doi.org/10.1016/S2214-109X\(22\)00005-5](https://doi.org/10.1016/S2214-109X(22)00005-5)
 - (32). Harfaoui, W., Belyamani, L., Zentar, A., Lekehal, B., & Obtel, M. (2024). The new reform of the national health system in Morocco: An opportunity to meet the challenges and improve the practice of anesthesiology. *Cureus*, 16(4), e57841. <https://doi.org/10.7759/cureus.57841>
 - (33). Haut-Commissariat au Plan (HCP). (2025). *Projections de la population marocaine à l'horizon 2050*. Repéré le 5 juin 2026, à <https://www.hcp.ma/>
 - (34). Hooley, B., Afriyie, D. O., Fink, G., & Tediosi, F. (2022). Health insurance coverage in low-income and middle-income countries: Progress made to date and related changes in private and public health expenditure. *BMJ Global Health*, 7(5), e008722. <https://doi.org/10.1136/bmjgh-2022-008722>
 - (35). Javadinasab, H., Masoudi Asl, I., Vosoogh-Moghaddam, A., & Najafi, B. (2019). Comparing selected countries using sin tax policy in sustainable health financing: Implications for developing countries. *The International Journal of Health Planning and Management*, 35(1), 68–78. <https://doi.org/10.1002/hpm.2817>
 - (36). Khan, H. N., Razali, R. B., & Shafie, A. B. (2016). Modeling determinants of health expenditures in Malaysia: Evidence from time series analysis. *Frontiers in Pharmacology*, 7, 69. <https://doi.org/10.3389/fphar.2016.00069>
 - (37). Kim, Y., & Woo, K. S. (2025). The bill of aging: Fiscal projections of demographic changes on South Korea's national health insurance, 2023–2042. *Health Economics Review*, 15(1), 97. <https://doi.org/10.1186/s13561-025-00690-z>
 - (38). Kutzin, J. (2013). Health financing for universal coverage and health system performance: Concepts and implications for policy. *Bulletin of the World Health Organization*, 91(8), 602–611. <https://doi.org/10.2471/blt.12.113985>
 - (39). Lackner, S., Bachner, F., & Zuba, M. (2023). Austrian health expenditure projections and excess health expenditure due to COVID [Poster presentation]. *European Journal of Public Health*, 33(Supplement_2), ckad160.1699. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckad160.1699>
 - (40). Ly, M. S., Bassoum, O., & Faye, A. (2022). Universal health insurance in Africa: A narrative review of the literature on institutional models. *BMJ Global Health*, 7(4), e008219. <https://doi.org/10.1136/bmjgh-2021-008219>
 - (41). Maroc. (2002). Loi n° 65-00 portant code de la couverture médicale de base (promulguée par le Dahir n° 1-02-296 du 3 octobre 2002). Bulletin Officiel n° 5058.

- (42). Maroc. (2022b). *Loi n° 27-22 modifiant et complétant la loi n° 65-00 portant code de la couverture médicale de base* (promulguée par le Dahir n° 1-22-77 du 9 décembre 2022). Bulletin Officiel n° 7151.
- (43). Maroc. (2023a). *Loi n° 07-22 relative à la création de la Haute Autorité de la santé* (promulguée par le Dahir n° 1-23-84). Bulletin Officiel n° 7226.
- (44). Maroc. (2023b). *Loi n° 08-22 relative à la création des groupements sanitaires territoriaux* (promulguée par le Dahir n° 1-23-50 du 28 juin 2023). Bulletin Officiel n° 7213.
- (45). Maroc. (2023c). *Loi n° 09-22 relative aux garanties essentielles accordées aux ressources humaines des métiers de la santé* (promulguée par le Dahir n° 1-23-51). Bulletin Officiel n° 7213.
- (46). Maroc. (2026). *Loi n° 54-23 modifiant et complétant la loi n° 65-00 portant code de la couverture médicale de base*. Bulletin Officiel n° 7478 du 29 janvier 2026.
- (47). Mavridoglou, G., & Polyzos, N. (2022). Sustainability of healthcare financing in Greece: A relation between public and social insurance contributions and delivery expenditures. *INQUIRY*, 59, 469580221092829. <https://doi.org/10.1177/00469580221092829>
- (48). Mouhdi, H. (2024). Vers une généralisation de l'assurance maladie obligatoire au Maroc : Défis et perspectives. *Regards*, 63(1), 197–208. <https://doi.org/10.3917/regar.063.0197>
- (49). Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979–1990. <https://doi.org/10.1080/00036840500278103>
- (50). Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3), 703–708. <https://doi.org/10.2307/1913610>
- (51). Newhouse, J. P. (1977). Medical-care expenditure: A cross-national survey. *The Journal of Human Resources*, 12(1), 115–125. <https://doi.org/10.2307/145602>
- (52). Nyandekwe, M., Nzayirambaho, M., & Kakoma, J. B. (2020). Universal health insurance in Rwanda: Major challenges and solutions for financial sustainability case study of Rwanda community-based health insurance part I. *Pan African Medical Journal*, 37, 55. <https://doi.org/10.11604/pamj.2020.37.55.20376>
- (53). OCDE. (2020). *Mobilising tax revenues to finance the health system in Morocco*. Éditions OCDE. <https://doi.org/10.1787/f755fa62-en>
- (54). Organisation mondiale de la Santé. (2010). *Rapport sur la santé dans le monde 2010 : Le financement des systèmes de santé – Le chemin vers une couverture universelle*. Repéré le 5 juin 2026, à <https://www.who.int/publications/i/item/9789242564020>
- (55). Osei Afriyie, D., Karenzi Muhongerwa, D., Nabyonga-Orem, J., & Chukwujekwu, O. (2025). Countdown to 2030: Overview of current and planned health financing reforms for universal health coverage in the WHO African Region. *Journal of Global Health*, 15, 04233. <https://doi.org/10.7189/jogh.15.04233>
- (56). Osetinsky, B., Fink, G., Kuwawenaruwa, A., & Tediosi, F. (2023). Investigating sustainability challenges for the National Health Insurance Fund in Tanzania: A modelling approach. *BMJ Open*, 13(8), e070451. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2022-070451>
- (57). Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68(1), 79–113. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01644-F](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01644-F)

- (58). 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>
- (59). Phillips, P. C. B. (1986). Understanding spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 33(3), 311–340. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90001-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90001-1)
- (60). Rahman, T., Gasbarro, D., & Alam, K. (2022). Financial risk protection from out-of-pocket health spending in low- and middle-income countries: A scoping review of the literature. *Health Research Policy and Systems*, 20(1), 74. <https://doi.org/10.1186/s12961-022-00886-3>
- (61). Sabri, O., Abahssain, H., Nadir, W., Lkhoyaali, S., Boutayeb, S., Mrabti, H., & Errihani, H. (2026). The oncogeriatric transition in Morocco: Health-system challenges and strategic priorities in an aging society. *Frontiers in Public Health*, 14, 1834694. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2026.1834694>
- (62). Sapkota, S., Dhakal, A., Rushton, S., van Teijlingen, E., Marahatta, S. B., Balen, J., & Lee, A. C. (2023). The impact of decentralisation on health systems: A systematic review of reviews. *BMJ Global Health*, 8(12), e013317. <https://doi.org/10.1136/bmjgh-2023-013317>
- (63). Shimul, S. N., Kabir, M. I. U., & Kadir, F. (2023). Resiliency of healthcare expenditure to income shock: Evidence from dynamic heterogeneous panels. *Frontiers in Public Health*, 11, 1085338. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2023.1085338>
- (64). World Bank. (2025). *World Development Indicators* [Base de données]. Repéré le 5 juin 2026, à <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- (65). World Health Organization. (2024). Tackling NCDs: best buys and other recommended interventions for the prevention and control of noncommunicable diseases (2nd ed.). Repéré le 5 juin 2026, à <https://www.who.int/publications/i/item/9789240091078>
- (66). World Health Organization. (2025). Global Health Expenditure Database (GHED) [Base de données]. Repéré le 5 juin 2026, à <https://apps.who.int/nha/database>
- (67). Xu, K., Evans, D. B., Kawabata, K., Zeramdini, R., Klavus, J., & Murray, C. J. (2003). Household catastrophic health expenditure: A multicountry analysis. *The Lancet*, 362(9378), 111–117. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(03\)13861-5](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(03)13861-5)
- (68). Younsi, M., Chakroun, M., & Nafla, A. (2016). Robust analysis of the determinants of healthcare expenditure growth: Evidence from panel data for low-, middle- and high-income countries. *The International Journal of Health Planning and Management*, 31(4), 580–601. <https://doi.org/10.1002/hpm.2358>
- (69). Zahidi, K., Moustatraf, A., Zahidi, A., Naji, S., & Obtel, M. (2022). Universal health coverage in Morocco: The way to reduce inequalities. A cross-sectional study. *The Open Public Health Journal*, 15(1), e187494452212220. <http://dx.doi.org/10.2174/18749445-v15-e221226-2022-160>
- (70). Zuo, F., & Zhai, S. (2021). The influence of China's COVID-19 treatment policy on the sustainability of its social health insurance system. *Risk Management and Healthcare Policy*, 14, 4243–4252. <https://doi.org/10.2147/rmhp.s322040>