

Le financement public de la santé dépend-t-il des indicateurs macro-budgétaires ? Analyse Empirique de Données de Panel.

Does public funding of healthcare depend on macro-fiscal indicators? Empirical Analysis of Panel Data.

CHAABANI Said

Doctorant

Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales Souissi

Université Mohamed V - Maroc

Laboratoire d'Analyse Economique et Modélisation

Mafamane Driss

Enseignant chercheur

Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales Souissi

Université Mohamed V - Maroc

Laboratoire d'Analyse Economique et Modélisation

Date de soumission : 15/05/2024

Date d'acceptation : 27/07/2024

Pour citer cet article :

CHAABANI.S & MAFAMANE.D. (2024) « Le financement public de la santé dépend-t-il des indicateurs macro-budgétaires ? Analyse Empirique de Données de Panel », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 5 : Numéro 8 » pp : 20 – 43.

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

Attribution License 4.0 International License



Résumé

Ce papier a pour objectif d'étudier l'impact de certains indicateurs macro-budgétaires sur les dépenses publiques de santé dans un panel composé de 15 pays, répartis selon trois catégories de revenu : élevé, intermédiaire supérieur et intermédiaire inférieur. A cette fin, la méthode des Moments généralisés (GMM) en panel a été utilisée pour estimer les coefficients du chaque groupe du pays. L'étude révèle que le PIB par habitant est l'unique indicateur présentant un impact positif et significatif sur les dépenses publiques de santé pour l'ensemble des panels. En revanche, les variables démographiques telles que le taux de population âgée et le taux de mortalité infantile n'exercent aucun effet significatif sur les dépenses publiques de santé dans tous les panels. Les autres indicateurs ont des effets divergents selon le panel étudié. Ces résultats suggèrent que les politiques visant à augmenter le PIB par habitant pourraient se révéler efficaces pour améliorer les dépenses publiques de santé. Cette recherche confirme également l'hypothèse selon laquelle les performances économiques globales d'un pays ont un effet direct sur sa capacité à financer la santé.

Mots clés : Dépenses publiques de santé ; Financement de la santé ; Méthode des moments généralisée ; Données de panel ; Indicateurs macro-budgétaires.

Abstract

This paper aims to examine the impact of certain macro-fiscal indicators on public health expenditures in a panel of 15 countries, categorized into three income groups : high, upper-middle, and lower-middle. To achieve this, the panel GMM (Generalized Method of Moments) approach was employed to estimate the coefficients for each group of countries. The study reveals that GDP per capita is the only indicator that has a positive and significant impact on public health expenditures across all panels. Conversely, demographic variables such as the proportion of the elderly population and the infant mortality rate do not have a significant effect on public health expenditures in any of the panels. Other indicators show divergent effects depending on the panel under study. These results suggest that policies aimed at increasing GDP per capita could be effective in enhancing public health expenditures. This research also confirms the hypothesis that a country's overall economic performance directly affects its capacity to finance health care.

Keywords : Public Health Expenditures ; Health Financing ; Generalized Method of Moments ; Panel data ; macro-fiscal indicators.

Introduction

Le financement de la santé demeure aujourd'hui le principal défi des pouvoirs publics notamment dans les pays en développement. En effet, devant une pénurie continue des ressources financières des Etats, due principalement à la dégradation perpétuelle de plusieurs indicateurs macroéconomiques, le financement de la santé est désormais actuellement de plus en plus difficile.

Ce débat s'inscrit dans un contexte où les gouvernements sont constamment confrontés à des décisions budgétaires complexes, cherchant à équilibrer les investissements dans des secteurs clés comme la santé, avec la nécessité de maintenir la stabilité macroéconomique. La théorie économique offre différentes perspectives sur cette relation. D'une part, le modèle de Barro (1990) sur la croissance endogène suggère que les dépenses publiques dans des secteurs productifs, tels que la santé, peuvent stimuler la croissance économique à long terme. D'autre part, les travaux de Alesina et Perotti (1997) mettent en évidence les risques potentiels de politiques de dépenses publiques expansionnistes sur la stabilité macroéconomique, en particulier dans les contextes de forte dette publique.

La pertinence de cette problématique émane de la reconnaissance croissante du rôle central que joue la santé dans la promotion de la croissance économique et du développement humain. La littérature économique suggère que l'investissement dans la santé peut générer des retombées économiques significatives, à travers l'amélioration de la productivité du travail, la réduction de la pauvreté, et l'accroissement de la qualité de vie (Bloom, Canning, & Sevilla, 2004 ; OMS, 2013). Cependant, la manière dont le financement public de la santé influence les indicateurs macroéconomiques, tels que le déficit budgétaire, la dette publique, et la croissance économique, demeure un sujet de débat et d'analyse approfondie.

L'objectif de cet article est de contribuer à cette littérature en examinant empiriquement la relation entre le financement public de la santé et les indicateurs macroéconomiques clés. En s'appuyant sur des données panel couvrant plusieurs pays et périodes, cette étude vise à éclairer les effets de certains indicateurs macro-budgétaires sur les dépenses publiques de santé. Ce faisant, elle cherche à répondre à la question problématique suivante : dans quelle mesure le financement public de la santé dépend-t-il des indicateurs macro-budgétaires ?

Pour répondre à la question problématique, une exploration approfondie de la littérature économique pertinente au sujet a été entreprise initialement. Cette revue a permis d'identifier les principaux indicateurs influençant le financement public en général, et celui de la santé en particulier.

Suite à la sélection des variables pertinentes, la spécification de notre modèle économétrique a été réalisée en utilisant la méthode d'estimation des Moindres Carrés Généralisés en Moments pour données de panel (GMM en panel). Il convient de noter que notre panel a été segmenté en trois groupes de pays, chacun représentant un niveau de développement différent, afin d'analyser l'impact des variables explicatives sur la variable d'intérêt, à savoir les dépenses publiques de santé, en fonction du niveau de développement.

Suite à l'analyse des caractéristiques statistiques de nos données, incluant les statistiques descriptives et divers tests préliminaires, l'estimation des coefficients de régression pour les trois groupes de pays ainsi que pour l'ensemble du panel a été effectuée. Par la suite, la robustesse de ces coefficients a été confirmée à travers plusieurs tests post-estimation.

La phase finale de notre étude implique l'interprétation et l'analyse des résultats obtenus à partir des régressions. Ces résultats sont ensuite confrontés à ceux d'études similaires afin de contextualiser et de valider nos conclusions dans le cadre plus large de la recherche existante.

1. Revue de littérature

La relation entre les indicateurs macro-budgétaires et les dépenses publiques de santé a fait l'objet d'une attention particulière dans les milieux académiques. Les agrégats macroéconomiques et budgétaires sont largement reconnus comme un facteur crucial affectant le niveau des dépenses publiques de santé.

Les recettes fiscales sont la principale source de financement des dépenses publiques de santé, puisqu'elles financent les investissements dans les infrastructures sanitaires et dans les programmes de santé, ainsi que leur rôle dans le financement de l'accès aux soins.

Plusieurs études stipulent une corrélation positive entre les recettes fiscales et les dépenses publiques de santé. Dans ce sens, Reeves (2015) a révélé une forte corrélation entre l'augmentation des recettes fiscales et l'augmentation des dépenses publiques de santé dans les pays à revenu faible et intermédiaire. De même, Kooshkebaghi (2022) a exploré l'utilisation des recettes fiscales dans le secteur de la santé de différents pays. Il a mis en évidence une relation directe entre les recettes et la taille du budget public alloué à la santé, indiquant que des systèmes fiscaux solides contribuent à augmenter les ressources financières pour les efforts publics de santé.

Au-delà des recettes fiscales, les taxes spécifiques peuvent être utilisées de façon à réaliser les objectifs publics de santé. Söyük (2023) a mené une étude sur la relation entre les dépenses publiques de santé, le PIB par habitant et le risque de dépenses de santé catastrophiques dans les pays de l'OCDE. L'étude a montré que des dépenses publiques de santé plus élevées,

associées à des recettes fiscales suffisantes, peuvent alléger la charge financière que représentent les soins de santé pour les individus. Ces résultats s'inscrivent dans le même sens de ceux de Kooshkebaghi (2022), qui a examiné la possibilité d'appliquer des taxes sur le tabac et l'alcool pour générer des revenus destinés au financement de la santé. L'approche ciblée de l'étude met l'accent sur le potentiel des taxes spécifiques à contribuer à la fois au financement public de la santé et à l'amélioration des résultats en matière de santé.

Si l'augmentation des recettes fiscales peut soutenir l'investissement public dans la santé, il est important de prendre en compte les répercussions économiques potentielles. Baicker (2011) a mené une étude sur les conséquences potentielles d'une augmentation de l'impôt sur le revenu pour financer l'élargissement de la couverture sanitaire aux États-Unis. L'étude prévoit des impacts économiques négatifs, notamment une réduction de la croissance du PIB. Cette étude souligne la nécessité d'examiner attentivement l'équilibre entre les priorités publiques en matière de santé et la stabilité économique. Dans une étude sur l'impact des dépenses de santé sur les ménages, l'OMS (2004) reconnaissait les limites des taxes traditionnelles comme moyen durable de financement public de santé. Il a exploré des mécanismes de financement alternatifs, soulignant l'importance de prendre en compte le contexte économique plus large et de chercher diverses options de financement.

La relation entre les dépenses publiques de santé et le PIB a fait l'objet d'une littérature de plus en plus abondante. La littérature suppose l'existence d'une élasticité à court terme (Baltagi et Moscone, 2010), ainsi qu'une élasticité à long terme (Narayan et al., 2010) des dépenses publiques de santé par rapport au PIB. Ils ont en effet montré que le PIB par habitant est le facteur déterminant des dépenses publiques de santé. L'élasticité calculée était dans la plupart des cas égale ou supérieur à l'unité, cela montre que la progression du PIB par habitant implique une hausse des dépenses publiques consacrées à la santé. Dans le même sens, Wang (2011) a prouvé l'existence d'une relation à long terme (cointégration) entre les dépenses publiques de santé et le PIB.

Hartwig (2010) a examiné la causalité entre les dépenses publiques de santé et le PIB à court et à long terme. Il a démontré l'existence de deux types de causalité entre les deux indicateurs, une causalité unidirectionnelle et une autre bidirectionnelle. La causalité (unidirectionnelle/bidirectionnelle) entre les dépenses publiques de santé et le PIB, indique que les dépenses publiques de santé ont des effets directs et indirects sur le PIB et vice versa. La présence d'une causalité bidirectionnelle entre les dépenses publiques de santé et le PIB implique que les deux sont affectées conjointement par des chocs, et que des politiques

publiques de santé conservatrices peuvent avoir un effet néfaste sur le revenu (Amiri et Venetelou, 2012). L'argument théorique est que les dépenses publiques sont considérées comme un investissement dans le capital humain et conduisent en conséquence à la formation d'une force de travail en meilleure santé (Devlin et Paul, 2001).

Le niveau de la dette publique est un autre déterminant majeur du financement public de la santé. Les pouvoirs publics sont confrontés au défi de trouver un équilibre entre les préoccupations publiques de santé et l'augmentation de la dette. Cette relation complexe soulève une question importante : comment la dette publique affecte-t-elle les dépenses publiques de santé et, par conséquent, les résultats sanitaires de la population ?

Plusieurs études soulignent les effets potentiellement négatifs d'une dette publique élevée sur les dépenses publiques de santé. L'augmentation de la dette peut entraîner des pressions fiscales, incitant les gouvernements à donner la priorité au remboursement de la dette plutôt qu'aux investissements dans la santé (Yechi et al., 2022). Cela pourrait entraîner une réduction des allocations budgétaires pour les soins de santé, limitant potentiellement la disponibilité et l'accessibilité des services, ce qui pourrait avoir un impact négatif sur les résultats en matière de santé publique (Yechi et al., 2022).

Sur un autre plan, l'impact de la dette semble être nuancé et dépendant du contexte. Söyük (2023) suggère une corrélation négative entre une dette élevée et le risque de dépenses de santé catastrophiques dans les pays de l'OCDE. Cependant, Gupta (2002) met en évidence des cas, tels que les programmes d'allègement de la dette dans les pays à faible revenu, où la réduction de la dette peut influencer positivement les dépenses publiques de santé et améliorer les résultats en matière de santé.

Auerbach (2009) s'inquiète de l'impact de la pression fiscale à long terme causée par le vieillissement de la population et l'augmentation des coûts des soins. Cela rend plus complexe l'équilibre dette-dépenses de santé, incitant les décideurs politiques à prendre en compte à la fois les niveaux actuels de la dette, et les demandes futures en matière de santé.

La mortalité infantile est un problème de santé publique important qui a des conséquences économiques et sociales durables. Bien que de nombreux facteurs contribuent à la mortalité infantile, l'impact des dépenses publiques de santé sur la réduction de ce fardeau est une question complexe et à multiples facettes.

Plusieurs études ont montré que l'augmentation des dépenses publiques de santé est associée à une diminution des taux de mortalité infantile. Barenberg (2017) a constaté qu'une augmentation de 1 % des dépenses publiques de santé entraînait une réduction de 8 décès pour

1 000 naissances vivantes en Inde. De même, Onofrei et al. (2021) ont mis en évidence l'impact positif des dépenses publiques de santé sur la mortalité infantile dans les pays en développement de l'UE.

Dhrifi (2018) suggère que l'efficacité des dépenses de santé dans la réduction de la mortalité infantile varie en fonction du niveau de développement. Ces conclusions indiquent que les dépenses publiques ont plus d'impact dans pays à faible revenu, tandis que les dépenses privées ont plus d'effet dans les pays à revenu élevé.

Kiross et al. (2020) soulignent l'importance des initiatives de santé publique ciblées en Afrique subsaharienne. Leur analyse indique une corrélation négative entre les dépenses totales et publiques de santé et les taux de mortalité infantile, ce qui suggère l'efficacité d'interventions ciblées.

Le vieillissement de la population est un phénomène mondial. En effet, d'ici 2050, la tranche d'âge de 65 ans et plus devrait représenter près de 20 % de la population mondiale. Cette évolution démographique soulève d'importantes questions quant à la viabilité des systèmes de santé et à l'impact sur les dépenses publiques de santé.

Meijer et al. (2013) ont trouvé une association modérée en utilisant les données de l'OCDE, tandis que Lopreite et Zhu. (2020) ont rapporté un impact plus clair, en se concentrant sur la Chine. Cela suggère que le vieillissement exerce une pression importante sur les budgets de santé, même si d'autres facteurs tels que les progrès technologiques y contribuent également.

Navarro et al. (2023) souligne l'impact de la prévalence des maladies chroniques et des besoins en soins de longue durée en Espagne. L'augmentation de l'espérance de vie s'accompagne d'une hausse de la demande de soins gériatriques, ce qui entraîne une augmentation des coûts. Tang et al. (2022) développent ce débat en analysant les conséquences économiques plus larges du déclin de la santé chez les personnes âgées. La réduction de la participation au marché du travail due à des problèmes de santé peut avoir un impact négatif sur la croissance économique, ce qui ajoute des difficultés supplémentaires à la gestion des dépenses de santé.

Temsumrit (2023) examinent les implications économiques plus larges du vieillissement des populations au-delà des coûts directs des soins de santé. Ils découvrent que l'augmentation des dépenses publiques consacrées à la protection sociale et aux questions environnementales en réponse au vieillissement tend à avoir des effets variables sur la croissance économique en fonction du contexte de chaque pays.

2. Données et méthodologie

Dans notre étude empirique, nous avons fait référence à la revue de littérature pour formuler les hypothèses suivantes :

- **H1** : L'effort budgétaire de l'État en matière de financement public de la santé serait conditionné par l'état de ses indicateurs macro-budgétaires.
- **H2** : Une amélioration des indicateurs macro-budgétaires entraînerait une augmentation du budget public alloué à la santé.

Pour tester ces hypothèses, une analyse en panel de trois groupes de pays (Revenu intermédiaire inférieur, Revenu intermédiaire supérieur et Revenu élevé) a été utilisée pour tester l'impact de l'évolution des indicateurs macro-budgétaires sur les dépenses publiques allouées à la santé.

2.1. Méthodologie économétrique

Le système GMM (Generalized Method of Moments) est une technique d'estimation fréquemment utilisée pour analyser des données de panel, en particulier lorsque l'on craint l'endogénéité (valeur actuelle associée à une valeur passée ou au terme d'erreur). Souvent dans les panels dynamiques, la variable dépendante est corrélée avec ses valeurs passées, ou l'une des variables indépendantes est corrélée avec le terme d'erreur (Arellano & Bond, 1991).

L'équation de notre modèle initial se présente comme suit :

$$Y_{i,t} = \alpha Y_{i,t-1} + \beta X_{i,t} + \dots + \gamma Z_{i,t} + \mu_i + \vartheta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Ou, $Y_{i,t}$ est la variable dépendante pour le pays i à la période t , $X_{i,t}$ et $Z_{i,t}$ sont des variables indépendantes, $Y_{i,t-1}$ est la valeur retardée de la variable dépendante, μ_i est l'effet inobservé spécifique au pays, ϑ_t est l'effet fixe temporel, $\varepsilon_{i,t}$ est le terme d'erreur, et α, β, γ sont des coefficients.

La présence de la variable retardée $Y_{i,t-1}$ introduit un biais d'endogénéité en raison de sa corrélation avec l'effet fixe μ_i . Lorsque nous différencions le modèle pour éliminer cet effet fixe, la variable retardée devient corrélée avec le terme d'erreur différencié, ce qui pose un problème pour l'estimation des paramètres.

En prenant la première différence pour éliminer μ_i , nous obtenons :

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha \Delta Y_{i,t-1} + \beta \Delta X_{i,t} + \dots + \gamma \Delta Z_{i,t} + \Delta \vartheta_t + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Où Δ représente la différence première. Cependant, $\Delta Y_{i,t-1}$ est corrélé avec $\Delta \varepsilon_{i,t}$ car $\Delta \varepsilon_{i,t}$ contient $\varepsilon_{i,t-1}$, qui est corrélé avec $Y_{i,t-1}$. Mathématiquement, cela se traduit par : $Cov(\Delta Y_{i,t-1}, \Delta \varepsilon_{i,t}) \neq 0$.

Pour remédier à ce problème, nous employons la méthode des moments généralisés (GMM). Cette méthode utilise des instruments pour les variables endogènes, permettant une estimation cohérente des paramètres.

La première étape consiste à différencier le modèle pour éliminer l'effet fixe individuel μ_i :

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha \Delta Y_{i,t-1} + \beta \Delta X_{i,t} + \dots + \gamma \Delta Z_{i,t} + \Delta \vartheta_t + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

La clé de la méthode GMM est de trouver des instruments valides pour les variables endogènes. Dans notre cas, nous utilisons les valeurs retardées de la variable dépendante comme instruments. Par exemple, $Y_{i,t-2}$ (et d'autres retards) peuvent être utilisés comme instruments pour $\Delta Y_{i,t-1}$ car $Cov(\Delta Y_{i,t-2}, \Delta \varepsilon_{i,t}) = 0$.

L'objectif de l'estimation GMM est de minimiser la différence entre les moments théoriques et les moments empiriques, en utilisant une matrice de pondération. Les moments sont basés sur l'orthogonalité entre les instruments et les erreurs. Formellement, l'objectif GMM est :

$$Q(\alpha, \beta, \gamma) = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta \varepsilon_{i,t} Y_{i,t-2} \right) W \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta \varepsilon_{i,t} Y_{i,t-2} \right) \quad (4)$$

Où W est une matrice de pondération, souvent l'inverse de la variance-covariance des moments.

2.2. Données et spécification du modèle

2.2.1. Spécification du modèle

Les Dépenses Publiques de Santé (DPS) représentent une proportion des Dépenses Publiques Globales du pays (DPG).

$$DPS_t = k_t \cdot (DPG_t) \quad (5)$$

La spécification précédente, suppose que si les dépenses publiques globales augmentent, les dépenses publiques de santé augmentent d'une proportion constante (K), ce qui traduit un engagement constant de l'Etat en matière du financement public de la santé.

Les dépenses publiques sont déterminées en fonction des ressources disponibles de l'Etat (les recettes fiscales, les recettes non fiscales et les emprunts), ainsi que par ses priorités en termes de politiques publiques.

$$DPS_{it} = f(RF_{it}, SB_{it}, D_{it}, PIBH_{it}, POP_{it}, MI_{it}) \quad (6)$$

Dans cette étude, nous considérons que le vieillissement de la population (POP) et le taux de la mortalité infantile (MI) peuvent affecter la demande de services de santé (Bloom, Boersch-Supan, McGee, & Seike, 2011). De plus, les changements démographiques, en particulier la structure par âge, et les indicateurs de santé tels que la mortalité infantile peuvent entraîner une augmentation marquée de la demande de services de soins de santé, cela se traduit par une augmentation des allocations budgétaires à ce secteur (Wang, Jamison, Bos, Preker, & Peabody, 1999). En outre, notre modèle empirique intègre les recettes fiscales (RF) et le solde budgétaire (SB), comme variables explicatives (Bird & Zolt, 2005).

L'équation finale de notre modèle se présente comme suit :

$$DPS_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \cdot DPS_{i,t-1} + \beta_2 \cdot POP_{i,t} + \beta_3 \cdot MI_{i,t} + \beta_4 \cdot PIBH_{i,t} + \beta_5 \cdot D_{i,t} + \beta_6 \cdot SB_{i,t} + \beta_7 \cdot RF_{i,t} + \mu_i + \vartheta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

2.2.2. Données

Cette étude est basée sur les données macroéconomiques et budgétaires de 15 pays issues des sources officielles (Fonds Monétaire international, la Banque Mondiale...etc.). Les 15 pays sont répartis sur trois groupes selon le niveau de développement, 5 pays classés dans la tranche de revenu élevé, 5 pays classés dans la tranche de revenu intermédiaire supérieur, et 5 pays classés dans la tranche de revenu intermédiaire inférieur.

Les variables utilisées dans cette étude sont les suivantes : les dépenses publiques de santé par habitant (DPS), les recettes fiscales en pourcentage du PIB (RF), le solde budgétaire en pourcentage du PIB (SB), la dette publique en pourcentage du PIB (D), le PIB par habitant (PIBH), la population âgée (+65 ans) par rapport à la population totale (POP), et le taux de mortalité infantile (MI).

Cette étude couvre la période 2000-2020, soit 21 observations par pays et par variable, ainsi le nombre total est de 2205 observations. A signaler que nous avons transformé les variables en indice (base 2000). Cette transformation nous a permis de normaliser les données, les rendant ainsi comparables entre elles. Cela est particulièrement utile lorsque les variables originales sont sur des échelles différentes comme dans notre cas.

Tableau N°1 : Description des données

Variabes	Description	Source
DPS	Les dépenses publiques de santé par habitant.	La Banque Mondiale
RF	Les recettes fiscales en pourcentage du PIB.	La Banque Mondiale
SB	Le solde budgétaire en pourcentage du PIB.	Fonds Monétaire International
D	La dette publique en pourcentage du PIB.	Fonds Monétaire International
PIBH	Le PIB par habitant.	La Banque Mondiale
POP	La population âgée (+65 ans) par rapport à la population totale.	Les Nations Unies : Division de la Population
MI	Le taux de mortalité infantile (pour 1000 naissances).	UNICEF

Source : Auteurs

2.2.3. Statistiques descriptives des variables**Tableau N°2 : Les statistiques descriptives des variables**

		Ecart-type	Min	Max	Moyenne globale
DPS	Global	151.8625	31.58363	845.9071	239.9261
	Intergroupes	112.3453	112.4693	502.52	
	Intragroupe	106.0409	-162.5939	583.3133	
RF	Global	19.73927	60.93316	226.2202	105.5128
	Intergroupes	14.51173	80.06009	126.5391	
	Intragroupe	13.87306	57.45753	205.1939	
SB	Global	194.7091	-972.4832	692.3077	61.4718
	Intergroupes	154.7047	-366.8904	300.7326	
	Intragroupe	124.509	-544.121	532.5602	
D	Global	48.56113	13.33094	360.5192	108.6129
	Intergroupes	35.21334	33.92463	169.3491	
	Intragroupe	34.60034	27.15092	299.783	
PIBH	Global	144.93	33.92876	901.712	200.8268
	Intergroupes	114.7012	85.50138	502.8333	
	Intragroupe	93.20057	-202.0065	599.7055	
POP	Global	16.31115	99.59448	198.4686	116.3852
	Intergroupes	9.700925	106.3818	141.5081	
	Intragroupe	13.33941	74.87714	173.3458	
TMI	Global	20.10481	26.31579	109.7222	74.77756
	Intergroupes	12.23938	57.38095	98.09524	
	Intragroupe	16.24631	42.44673	117.3966	

Source : Auteurs

3. Résultats**3.1. Tests préliminaires**

Pour chaque groupe de pays, un test de stationnarité d'Im, Pesaran et Shin (IPS) a été effectué pour s'assurer que les séries sont stationnaires. Le recours au test IPS est justifié par le caractère

hétérogène de nos données, vu que l'analyse statistique a montré que les séries des mêmes variables pour différents pays ont des caractéristiques distinctes.

Tableau N°3 : Test de stationnarité IPS

La variable	Tranche de revenu	t-bar	p-value	Décision
DPS	Élevé	-0.9979	0.9077	Non stationnaire
	Intermédiaire supérieur	-0.8318	0.9560	Non stationnaire
	Intermédiaire inférieur	-1.0508	0.8766	Non stationnaire
	Panel	-0.9601	0.9922	Non stationnaire
POP	Élevé	3.2892	1.0000	Non stationnaire
	Intermédiaire supérieur	7.4046	1.0000	Non stationnaire
	Intermédiaire inférieur	2.3035	1.0000	Non stationnaire
	Panel	4.3325	1.0000	Non stationnaire
MI	Élevé	-0.8755	0.9476	Non stationnaire
	Intermédiaire supérieur	-1.7977	0.3219	Non stationnaire
	Intermédiaire inférieur	-2,8759	0,0045	Stationnaire
	Panel	-1.8497	0.2008	Non stationnaire
PIBH	Élevé	-0.9167	0.9343	Non stationnaire
	Intermédiaire supérieur	-1.3674	0.5881	Non stationnaire
	Intermédiaire inférieur	-0.9157	0.9246	Non Stationnaire
	Panel	-1.0666	0.9663	Non stationnaire
D	Élevé	0.4571	1.0000	Non stationnaire
	Intermédiaire supérieur	-1.8772	0.5983	Non stationnaire
	Intermédiaire inférieur	-0.9583	0.9095	Non stationnaire
	Panel	-0.7928	1.0000	Non stationnaire
SB	Élevé	-1.4808	0.4669	Non stationnaire
	Intermédiaire supérieur	-1.4315	0.5613	Non stationnaire
	Intermédiaire inférieur	-2.2731	0.0350	Stationnaire
	Panel	-1.7285	0.1575	Non stationnaire
RF	Élevé	-1.9804	0.1417	Non stationnaire
	Intermédiaire supérieur	-1.7550	0.2437	Non stationnaire
	Intermédiaire inférieur	-1.2445	0.7032	Non stationnaire
	Panel	-1.6600	0.2381	Non stationnaire

Source : Auteurs

Le test de stationnarité IPS a montré que tous les panels de toutes les variables sont non stationnaires à l'exception de ceux de la mortalité infantile et du solde budgétaire pour les pays à revenu intermédiaire tranche inférieur, pour ces deux derniers, quelques séries sont stationnaires.

Dans un premier lieu nous avons procédé à l'analyse de l'ensemble du panel composé de 15 pays. Le test de stationnarité (IPS) a déjà montré que toutes les variables ne sont pas stationnaires. De ce fait, nous avons procédé à la différenciation des variables, ainsi, les résultats du test (IPS) appliqué sur les variables différenciées, ont montré que les variables sont devenues

stationnaires après la première différenciation $I(1)$, à l'exception de la variable Population âgée $I(2)$.

Le nouveau panel composé de variables différenciées a été soumis au test d'homogénéité de Perasan et Yamagata (2008). Ce test permet de vérifier l'homogénéité des coefficients d'une régression linéaire à effets fixes (contrôle des hétérogénéités non observées entre les pays). Les résultats dudit test indiquent la présence d'une forte hétérogénéité des coefficients, cela signifie qu'il existe des preuves solides suggérant que les coefficients des variables indépendantes ne sont pas les mêmes pour tous les pays.

Tableau N°4 : Test d'homogénéité de Perasan et Yamagata (2008)

H0 : Les coefficients de pente du modèle de régression sont homogènes pour tous les pays.		
	Delta	p-value
Valeur calculée	4.314	0,000
Valeur ajustée	5.670	0,000

Source : Auteurs

La présence de l'hétérogénéité dans le panel signifie que les méthodes traditionnelles (panel à effets fixes, panel à effets aléatoires et pooled OLS) utilisées pour estimer les coefficients dans le cadre d'un panel dynamique ne sont pas fiables dans notre cas.

De plus, les résultats du test d'indépendance en coup instantané de Perasana (2004) pour toutes les variables (à l'exception de ceux du solde budgétaire et du taux de mortalité infantile) rejettent l'hypothèse d'indépendance transversale, en conséquence, Il existe des preuves significatives de la dépendance transversale de l'ensemble des variables entre les pays du panel. Cela signifie que les chocs ou les perturbations dans un pays sont susceptibles de se répercuter et d'affecter les autres pays du panel.

Tableau N°5 : Test d'indépendance en coup instantané de Perasana (2004)

	DPS	POP	MI	PIBH	D	SB	RF
CD-test	12.95	3.19	1.11	15.98	15.74	-0.21	4.64
p-value	0.000	0.001	0.268	0.000	0.000	0.835	0.000

Source : Auteurs

Le test d'indépendance transversale et celui d'homogénéité fournissent des preuves statistiques suffisantes pour craindre du problème d'endogénéité (Arellano, 2003), d'où le recours à la méthode GMM.

3.2. Résultats des estimations

Dans cette section, nous présentons les résultats de la régression des modèles de panel dynamique estimés avec la méthode des moments généralisés. Dans un premier lieu, nous présentons le modèle général de tous les pays (15 pays), par la suite, les modèles spécifiques

de chaque groupe de pays (revenu élevé, revenu intermédiaire supérieur, et revenu intermédiaire inférieur).

Tableau N°6 : Estimation GMM du panel général

Variabiles	Coefficients
L.D.PHE	0.1260824 (0.000) ***
D.TR	-0.2630662 (0.053) *
D.SB	-0.0274909 (0.044) **
D.D	-0.1869524 (0.008) ***
D.PIBH	0.8247863 (0.000) ***
D2.POP	-2.21421 (0.454)
D.TMI	-0.3752103 (0.310)
Constante	4.339017 (0.004) ***

La méthode GMM en panel est adaptée pour prendre en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation dans les données. ***, **, * indiquent des niveaux de signification de 1%, 5% et 10%

Source : Auteurs

Les résultats de l'estimation démontrent l'existence d'une relation positive et statistiquement significative entre les dépenses publiques de santé et le PIB par habitant, en effet, une augmentation moyenne de 1% du PIB par habitant, implique la progression des dépenses publiques de santé de 0,82% pour l'ensemble du panel. Du même, les dépenses publiques de santé affichent la même corrélation positive et significative avec sa valeur passée, dans ce sens, chaque augmentation de 1% des dépenses publiques de santé de l'année précédente se traduira par une augmentation de 0,12% des dépenses publiques de santé de l'année actuelle.

Par contre, les dépenses publiques de santé affichent une relation significative et négative avec les recettes fiscales, le solde budgétaire et la dette publique. L'évolution de 1% de ces dernières, implique la diminution respective de dépenses publiques de santé de 0,26%, de 0,02% et de 0,18%.

Les deux variables, taux de mortalité infantile et taux de population âgée, n'ont pas d'effet significatif sur le niveau des dépenses publiques de santé.

Tableau N°7 : Estimation GMM du panel des pays à revenu intermédiaire supérieur

Variabes	Coefficient
L.D.PHE	0.1006222 (0.010)***
D.TR	-0.1121914 (0.717)
D.SB	-0.0746418 (0.004)***
D.D	-0.0841354 (0.301)
D.PIBH	0.826089 (0.000)***
D2.POP	-5.456774 (0.188)
D.TMI	-1.262309 (0.134)
Constante	4.343698 (0.155)

La méthode GMM en panel est adaptée pour prendre en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation dans les données. ***, **, * indiquent des niveaux de signification de 1%, 5% et 10%

Source : Auteurs

Pour le panel composé du groupe de pays à revenu intermédiaire tranche supérieur, les résultats de l'estimation présentent des dynamiques différentes à celles du panel global. Les dépenses publiques de santé de l'année précédente et le PIB par habitant exercent un impact positif et significatif sur la variable dépendante, les impacts des deux variables s'élèvent à 0,1% pour les dépenses publiques de santé de l'année précédente, et à 0,82% pour le PIB par habitant.

Le solde budgétaire est la seule variable qui a un effet négatif et significatif sur les dépenses publiques de santé, l'augmentation de 1% de cet indicateur se traduira par une diminution des dépenses publiques de santé de 0,07%.

Pour ce groupe de pays, les recettes fiscales, la dette publique, le taux de mortalité et le taux de la population âgée n'ont pas d'effet significatif sur la variable dépendante. En outre, la constante est ainsi non significative.

Tableau N°8 : Estimation GMM du panel des pays à revenu intermédiaire inférieur

Variabes	Coefficient
L.D.PHE	0.0232058 (0.725)
D.TR	-0.0542981 (0.745)
D.SB	0.0574597 (0.185)
D.D	-1.861215 (0.000) ***
D.PIBH	0.5708514 (0.000) ***
D2.POP	-3.572929 (0.404)
D.TMI	0.4626953 (0.662)
Constante	8.867601 (0.017) **

La méthode GMM en panel est adaptée pour prendre en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation dans les données. ***, **, * indiquent des niveaux de signification de 1%, 5% et 10%

Source : Auteurs

Le groupe de pays à revenu intermédiaire tranche inférieure affiche un impact positif et significatif d'ordre de 0,57% de la variable PIB par habitant sur la variable dépendante. Par contre, la variable de la dette publique a un effet négatif et significatif de 1,86% sur les dépenses publiques de santé.

Les autres variables n'exercent pas des effets significatifs sur la variable dépendante, dans ce sens, même la valeur passée des dépenses publiques de santé n'a pas d'impact sur la valeur actuelle.

Tableau N°9 : Estimation GMM du panel des pays à revenu supérieur

Variab les	Coefficient
L.D.PHE	-0.0160626 (0.859)
D.TR	-0.3108314 (0.375)
D.SB	-0.0096575 (0.368)
D.D	0.3654105 (0.026) **
D.PIBH	0.7689963 (0.000) ***
D2.POP	-3.16368 (0.638)
D.TMI	-0.0788964 (0.803)
Constante	4.605729 (0.007) ***

La méthode GMM en panel est adaptée pour prendre en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation dans les données. ***, **, * indiquent des niveaux de signification de 1%, 5% et 10%

Source : Auteurs

Le panel des pays à revenu élevé affiche seulement un effet positif de certaines variables indépendantes sur la variable dépendante. Le PIB par habitant a toujours le même effet très significatif, de surcroît, la dette publique impact positivement les dépenses publiques de santé. Par contre, le reste de variables n'ont pas d'effet sur la variable indépendante.

3.3. Discussion des résultats

Selon les résultats de la régression du panel général, les recettes fiscales affichent un impact négatif et significatif au seuil de 10% sur les dépenses publiques de santé. Cependant, les recettes fiscales n'ont pas d'impact significatif pour les sous-panels. La constatation d'une relation non significative entre les recettes fiscales et les dépenses de santé dans certaines études met en lumière la complexité de la relation entre la fiscalité et le financement de la santé. Pritchett et Summers (1996) ont révélé que, contrairement à l'hypothèse commune, il n'existe pas de corrélation significative entre l'augmentation des recettes fiscales et l'augmentation des dépenses de santé dans un échantillon de pays en développement. Ils suggèrent que d'autres facteurs, tels que les priorités politiques, l'efficacité des dépenses publiques et la capacité d'absorption du secteur de la santé, peuvent jouer un rôle plus déterminant dans l'allocation des ressources aux services de santé que les seules recettes fiscales. De même, Gemmell, Kneller, et Sanz (2008) ont examiné l'impact des composantes fiscales sur la croissance économique et

les dépenses publiques, y compris la santé, dans les pays de l'OCDE, et ont trouvé peu de preuves d'une relation directe et significative entre les recettes fiscales spécifiques et les dépenses de santé.

Le solde budgétaire a le même impact négatif et significatif sur les dépenses publiques de santé pour le panel général et pour le panel des pays à revenu intermédiaire tranche supérieur. La mise en évidence de cette corrélation négative peut sembler contre-intuitive mais révèle des dynamiques sous-jacentes complexes au sein des politiques budgétaires et de santé. Une interprétation possible de cette relation négative est que dans des situations de contraintes budgétaires sévères ou de déficits, les gouvernements pourraient être incités à investir davantage dans le secteur de la santé comme mesure de stabilisation économique ou en réponse à une demande publique accrue pour des soins de santé en temps de crise. Toutefois, cette relation peut aussi refléter des politiques de dépenses contracycliques où les dépenses en santé sont privilégiées pour soutenir la demande globale ou comme investissement dans le capital humain, essentiel pour la reprise économique à long terme. Cette nuance est appuyée par l'analyse de Gemmell, Kneller, & Sanz (2011), qui ont trouvé que, dans certains contextes, les dépenses de santé peuvent augmenter en réponse à des pressions budgétaires négatives comme partie d'une stratégie plus large de soutien à la croissance économique et au bien-être social.

Les estimations faites ont démontré un impact négatif et significatif de la dette publique sur les dépenses publiques de santé. L'examen de l'impact de la dette publique sur les dépenses de santé fournit des perspectives nuancées sur la manière dont les obligations financières à long terme des gouvernements influencent leur capacité et leur volonté d'allouer des ressources au secteur de la santé. Panizza et Presbitero (2014) ont analysé des données internationales et ont découvert que des niveaux élevés de dette publique sont souvent associés à des restrictions dans les dépenses de santé, suggérant que les contraintes budgétaires exacerbées par le service de la dette limitent la marge de manœuvre des gouvernements pour financer la santé. Cette relation est attribuée à la nécessité pour les États de réallouer les ressources financières du financement des services publics, y compris la santé, vers le remboursement de la dette et les intérêts, particulièrement dans les contextes de politiques d'austérité. Cependant, Gupta et Nozaki (2013) ont mis en lumière que l'impact négatif de la dette publique sur les dépenses de santé peut être atténué par des politiques budgétaires et fiscales efficaces qui priorisent les investissements dans le secteur de la santé comme un levier pour la croissance économique à long terme.

Le PIB par habitant est le seul indicateur qui a un impact positif et significatif dans tous les groupes de pays. Selon les travaux de Newhouse (1977), une corrélation positive significative

a été établie entre le PIB par habitant et les dépenses de santé, suggérant que les pays avec un niveau de revenu plus élevé ont tendance à dépenser davantage pour la santé. Cette relation est souvent interprétée comme le reflet de la capacité accrue des économies plus riches à allouer des ressources pour améliorer les services de santé et l'accès aux soins. De plus, Hitiris et Posnett (1992) ont renforcé cette idée en démontrant que l'élasticité des dépenses de santé par rapport au PIB par habitant est généralement supérieure à l'unité dans la plupart des pays développés, ce qui indique que les dépenses de santé croissent plus rapidement que l'économie. Cependant, Gerdtham et Jonsson (2000) ont souligné que, bien que la tendance générale indique une relation positive, l'intensité de cette relation peut varier considérablement en fonction de facteurs tels que les structures des systèmes de santé, les politiques gouvernementales en matière de santé, et les préférences de la population.

L'impact de la démographie, et en particulier de la proportion de la population âgée, sur les dépenses de santé a été largement étudié dans la littérature économique, soulignant l'importance des changements démographiques sur les systèmes de santé. Zweifel, Felder, et Meiers (1999) ont analysé l'effet de l'augmentation de la population âgée sur les dépenses de santé, révélant une relation positive significative. Les auteurs ont conclu que l'accroissement de la part de la population âgée entraîne une augmentation des dépenses de santé, principalement en raison de la prévalence plus élevée de maladies chroniques et de la nécessité de soins de longue durée chez les personnes âgées. Ce résultat est cohérent avec les travaux de Getzen (2000), qui a identifié le vieillissement de la population comme un moteur majeur de l'augmentation des dépenses de santé à long terme. Toutefois, des recherches ultérieures par Lubitz et al. (2003) ont nuancé ces résultats en montrant que, bien que les dépenses de santé augmentent avec l'âge, les coûts les plus élevés sont souvent concentrés dans les dernières années de vie, indépendamment de l'âge. Ainsi, la relation entre la population âgée et les dépenses de santé est complexe, impliquant des facteurs tels que les technologies médicales, les politiques de santé publique, et les modèles de soins. Par contre, Werblow, Felder, et Zweifel (2007) n'ont pas trouvé de corrélation statistiquement significative entre l'augmentation du pourcentage de la population âgée et l'accroissement des dépenses de santé dans certains contextes. Cette absence de significativité peut s'expliquer par plusieurs facteurs. D'une part, l'amélioration des conditions de vie et des progrès médicaux peut contribuer à une meilleure santé générale des personnes âgées, réduisant ainsi leur besoin de soins de santé coûteux. D'autre part, la mise en œuvre de politiques de santé efficaces et de systèmes de prévention peut également atténuer l'impact financier du vieillissement de la population sur les systèmes de santé. De plus, la

diversité des systèmes de santé entre les pays et même au sein des pays peut entraîner des variations importantes dans la manière dont l'âge influence les dépenses de santé.

Le taux de mortalité infantile est la deuxième variable démographique utilisée dans cette étude. Les résultats de toutes les estimations démontrent un effet non significatif contrairement à ce qui a été prévu dans la littérature. Selon Baldacci et al. (2008), une augmentation des dépenses publiques de santé est associée à une réduction significative du taux de mortalité infantile. Cette relation indique que des investissements plus élevés dans les services de santé, tels que la vaccination, l'accès aux soins prénataux et postnataux, et l'amélioration de l'hygiène, contribuent directement à améliorer la survie infantile. De même, Rajkumar et Swaroop (2008) ont confirmé que l'efficacité des dépenses de santé dans la réduction de la mortalité infantile dépend non seulement du volume des dépenses mais aussi de la qualité des services de santé et de l'efficience de leur allocation. Cependant, Macinko, Starfield, et Shi (2003) ont examiné l'effet des investissements en santé sur différents indicateurs, y compris la mortalité infantile, et n'ont pas toujours trouvé de corrélation significative directe, ce qui suggère que les dépenses de santé seules ne sont pas un prédicteur fiable de l'amélioration des taux de mortalité infantile. Cette absence de relation significative peut s'expliquer par le fait que les dépenses de santé efficaces dépendent non seulement de la quantité mais aussi de la qualité des soins, de l'accès aux services de santé, et des interventions ciblées sur les populations à risque. De plus, selon Baltagi et Moscone (2010), des facteurs tels que les déterminants sociaux de la santé, y compris l'éducation, l'environnement, et les conditions socio-économiques, peuvent avoir un impact plus prononcé sur la mortalité infantile que les dépenses de santé en tant que telles.

Conclusion

Dans cette étude nous avons examiné l'impact de certains indicateurs macro-budgétaires sur les dépenses publiques de santé. Les résultats ont montré des effets divergents de quelques variables selon le niveau de développement. Cependant, le PIB par habitant est le seul indicateur qui a un effet positif et significatif pour tous les pays indépendamment de leurs niveaux de développement. Tandis que les indicateurs démographiques (taux de la population âgée et taux de mortalité infantile) n'ont pas d'effet significatif pour tous les groupes de pays.

Les recettes fiscales ont un effet négatif et significatif seulement dans le panel général, alors que pour les autres panels, l'effet était non significatif. Dans certains contextes, la relation théorique positive entre les recettes fiscales et les dépenses publiques, dont les dépenses de santé, n'est pas toujours vérifiée. En effet, l'allocation des nouvelles ressources financières pour financer la santé ne résulte pas d'une simple amélioration des recettes fiscales.

Concernant le niveau de la dette publique, une relation négative et significative est constatée dans le panel général et dans le panel des pays à revenu intermédiaire tranche inférieure. Cette dynamique négative confirme une réalité fréquente dans les pays pauvres, selon laquelle, une augmentation du niveau de la dette publique implique des politiques d'austérité des dépenses publiques. Pourtant, pour le panel des pays à revenu élevé, la relation est positive et significative. Ce constat peut être expliqué par la priorisation du financement de la santé par les ressources supplémentaires de l'endettement dans les pays riches.

En guise de conclusion, les résultats de l'étude empirique confirment que le financement public de la santé ne dépend pas exclusivement de l'amélioration des indicateurs macro-budgétaires. Ces résultats soulignent l'importance de la prise en compte du contexte socio-économique et politique spécifique de chaque pays, ainsi que les priorités politiques, les mécanismes internes de gouvernance et d'allocation des ressources financières.

BIBLIOGRAPHIE

- **Alesina, A., & Perotti, R.** (1997). Fiscal adjustments in OECD countries : Composition and macroeconomic effects. *Staff Papers*, 44(2), 210-248.
- **Amiri, A., & Ventelou, B.** (2012). Granger causality between total expenditure on health and GDP in OECD: Evidence from the Toda–Yamamoto approach. *Economics Letters*, 116(3), 541-544.
- **Arellano, M.** (2003). Discrete choices with panel data. *Investigaciones Economicas*, 27(3), 423-458.
- **Auerbach, A. J.** (2009). Long-term objectives for government debt. *FinanzArchiv / Public Finance Analysis*, 65(4), 472–501.
- **Baicker, K., & Skinner, J.** (2011). Health care spending growth and the future of US tax rates. *Tax Policy and the Economy*, 25(1), 39-68.
- **Baldacci, E., Clements, B., Gupta, S., & Cui, Q.** (2008). Social spending, human capital, and growth in developing countries. *World Development*, 36(8), 1317-1341.
- **Baltagi, B. H., & Moscone, F.** (2010). Health care expenditure and income in the OECD reconsidered: Evidence from panel data. *Economic Modelling*, 27(4), 804-811.
- **Barro, R. J.** (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, 98(5 Part 2), S103-S125.
- **Bird, R., & Zolt, E. M.** (2005). The limited role of the personal income tax in developing countries. *Journal of Asian Economics*, 16(6), 928-946.

- **Bloom, D. E., Boersch-Supan, A., McGee, P., & Seike, A.** (2011). Population aging: Facts, challenges, and responses. *Benefits and Compensation International*, 41(1), 22.
- **Bloom, D. E., Canning, D., & Sevilla, J.** (2004). The effect of health on economic growth: A production function approach. *World Development*, 32(1), 1-13.
- **Devlin, N., & Hansen, P.** (2001). Health care spending and economic output: Granger causality. *Applied Economics Letters*, 8(8), 561-564.
- **Dhrifi, A.** (2018). Health-care expenditures, economic growth, and infant mortality: Evidence from developed and developing countries. *Revista CEPAL*.
- **Gemmell, N., Kneller, R., & Sanz, I.** (2011). The timing and persistence of fiscal policy impacts on growth: Evidence from OECD countries. *The Economic Journal*, 121(550), F33–F58.
- **Getzen, T. E.** (2000). Health care is an individual necessity and a national luxury: Applying multilevel decision models to the analysis of health care expenditures. *Journal of Health Economics*, 19(2), 259-270.
- **Gupta, S., & Nozaki, M.** (2013). Effects of public debt on health spending. *International Monetary Fund Working Paper*.
- **Gupta, S., Clements, B., Guin-Siu, M. T., & Leruth, L.** (2002). Debt relief and public health spending in heavily indebted poor countries. *Bulletin of the World Health Organization*, 80, 151-157.
- **Hartwig, J.** (2010). Is health capital formation good for long-term economic growth? Panel Granger-causality evidence for OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 32(1), 314-325.
- **Hitiris, T., & Posnett, J.** (1992). The determinants and effects of health expenditure in developed countries. *Journal of Health Economics*, 11(2), 173-181.
- **Junfeng, R., Yechi, M., Farmanesh, P., & Ullah, S.** (2022). Managing transitions for sustainable economic development in post-COVID world: Do fiscal and monetary support matter? *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 35(1), 5420-5433.
- **Kiross, G. T., Chojenta, C., Barker, D., et al.** (2020). The effects of health expenditure on infant mortality in sub-Saharan Africa: Evidence from panel data analysis. *Health Econ Rev*, 10(5).

- **Kooshkebaghi, M., Emamgholipour, S., & Dargahi, H.** (2022). Explaining specific taxes management and use in the health sector: A qualitative study. *BMC Health Services Research*, 22(1), 1220.
- **Lopreite, M., & Zhu, Z.** (2020). The effects of ageing population on health expenditure and economic growth in China: A Bayesian-VAR approach. *Social Science & Medicine (1982)*, 265, 113513.
- **Lubitz, J., Cai, L., Kramarow, E., & Lentzner, H.** (2003). Health, life expectancy, and health care spending among the elderly. *New England Journal of Medicine*, 349(11), 1048-1055.
- **Macinko, J., Starfield, B., & Shi, L.** (2003). The impact of primary healthcare on population health in low- and middle-income countries. *Journal of Ambulatory Care Management*, 26(2), 150-171.
- **Meijer, C. D., Wouterse, B., & Polder, J.** (2013). The effect of population aging on health expenditure growth: A critical review. *European Journal of Ageing*, 10, 353-361.
- **Narayan, S., Narayan, P. K., & Mishra, S.** (2010). Investigating the relationship between health and economic growth: Empirical evidence from a panel of 5 Asian countries. *Journal of Asian Economics*, 21(4), 404-411.
- **Navarro-García, C., & Sarria-Santamera, A.** (2023). The effect of older population on public health spending: Evidence from Spain. *Health Care Sci.*, 2, 306–316.
- **Newhouse, J. P.** (1977). Medical-care expenditure: A cross-national survey. *Journal of Human Resources*, 12(1), 115-125.
- **Onofrei, M., Vatamanu, A. F., Vintilă, G., & Cigu, E.** (2021). Government health expenditure and public health outcomes: A comparative study among EU developing countries. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(20), 10725.
- **Panizza, U., & Presbitero, A. F.** (2014). Public debt and economic growth: Is there a causal effect? *Journal of Macroeconomics*, 41, 21-41.
- **Pesaran, M., & Yamagata, T.** (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93.
- **Pritchett, L., & Summers, L. H.** (1996). Wealthier is healthier. *The Journal of Human Resources*, 31(4), 841-868.

- **Rajkumar, A. S., & Swaroop, V.** (2008). Public spending and outcomes: Does governance matter? *Journal of Development Economics*, 86(1), 96-111.
- **Reeves, A., Gourtsoyannis, Y., Basu, S., McCoy, D., McKee, M., & Stuckler, D.** (2015). Financing universal health coverage—effects of alternative tax structures on public health systems: Cross-national modelling in 89 low-income and middle-income countries. *The Lancet*, 386(9990), 274-280.
- **Söyük, S.** (2023). The impact of public health expenditure and gross domestic product per capita on the risk of catastrophic health expenditures for OECD countries. *Frontiers in Public Health*, 11, 1122424.
- **Tang, B., Li, Z., Hu, S., & Xiong, J.** (2022). Economic implications of health care burden for elderly population. *Inquiry: A Journal of Medical Care Organization, Provision and Financing*, 59, 469580221121511.
- **Temsumrit, N.** (2023). Can aging population affect economic growth through the channel of government spending? *Heliyon*, 9(9), e19521.
- **Wang, K. M.** (2011). Health care expenditure and economic growth: Quantile panel-type analysis. *Economic Modelling*, 28(4), 1536-1549.
- **Werblow, A., Felder, S., & Zweifel, P.** (2007). Population ageing and health care expenditure: A school of 'red herrings'? *Health Economics*, 16(10), 1109-1126.
- **World Health Organization.** (2004). The impact of health expenditure on households and options for alternative financing (EM/RC51/4). *World Health Organization Regional Committee for the Eastern Mediterranean Fifty-first session, Cairo*, 3-5.
- **World Health Organization.** (2013). Research for universal health coverage: World health report 2013. *World Health Organization*.
- **Zweifel, P., Felder, S., & Meiers, M.** (1999). Ageing of population and health care expenditure: A red herring? *Health Economics*, 8(6), 485-496.