

Dépenses sociales et équilibre budgétaire : Analyse économétrique de l'impact de l'État social sur le déficit public au Maroc

Social Expenditure and Fiscal Balance : An Econometric Analysis of the Welfare State's Impact on the Budget Deficit in Morocco

LAKHYAR Zouhair

Professeur d'enseignement supérieur

Faculté des sciences juridiques économiques et sociales, Mohammedia

Université Hassan II, Casablanca

Laboratoire de recherche en performance économique et logistique

MOULIM Meryem

Doctorante chercheuse en Sciences Economiques

Faculté des sciences juridiques économiques et sociales, Mohammedia

Université Hassan II, Casablanca

Laboratoire de recherche en performance économique et logistique

Résumé

Cette étude examine l'impact des dépenses sociales, en particulier celles consacrées à l'éducation et à la santé sur le déficit budgétaire au Maroc entre 1990 et 2023. Dans le cadre analytique de l'État social, l'objectif est d'évaluer dans quelle mesure l'expansion des politiques sociales peut contribuer à réduire ou à aggraver les déséquilibres macroéconomiques. Pour ce faire, un modèle économétrique est mobilisé, prenant le déficit budgétaire comme variable endogène, et les dépenses sociales comme variables explicatives. L'analyse est conduite à la fois à court terme et à long terme, permettant de mettre en lumière les dynamiques temporelles entre les mécanismes sociaux et la soutenabilité budgétaire. Les résultats montrent des effets différenciés : si l'investissement social favorise le développement du capital humain, il peut également exercer une pression significative sur les finances publiques. L'étude souligne ainsi l'importance d'une allocation efficiente des ressources publiques et d'une orientation vers les résultats, afin de concilier justice sociale et stabilité budgétaire. Ces conclusions offrent des enseignements utiles pour la conception de politiques publiques dans les pays en développement.

Mots clés : Dépenses social, Déficit budgétaire, Analyse économétrique, Maroc

Abstract

This study examines the impact of social spending, particularly on education and health, on Morocco's budget deficit between 1990 and 2023. Within the analytical framework of the social state, the aim is to assess the extent to which the expansion of social policies can help reduce or aggravate macroeconomic imbalances. To this end, an econometric model is used, with the budget deficit as the endogenous variable and social spending as the explanatory variable. The analysis is conducted in both the short and long term, highlighting the temporal dynamics between social mechanisms and fiscal sustainability. The results show differentiated effects: while social investment promotes the development of human capital, it can also exert

significant pressure on public finances. The study thus underlines the importance of efficient allocation of public resources and a focus on results, in order to reconcile social justice and fiscal stability. These findings offer useful lessons for the design of public policies in developing countries.

Keywords : Social expenditure, Budget deficit, Econometric analysis, Morocco

1. INTRODUCTION

La question de la soutenabilité des finances publiques dans un contexte d'élargissement des fonctions sociales de l'État constitue un enjeu central pour les pays en développement. Ces derniers sont confrontés à un double impératif ; répondre à des besoins sociaux croissants en matière d'éducation, de santé, et de protection sociale tout en préservant les équilibres macroéconomiques et budgétaires (Tanzi et Schuknecht, 2000). Ce dilemme est d'autant plus aigu dans les économies caractérisées par une faible base fiscale, une forte informalité et une vulnérabilité aux chocs exogènes.

Dans cette perspective, les dépenses sociales apparaissent à la fois comme des instruments de justice sociale et comme des leviers potentiels de développement économique, notamment à travers le renforcement du capital humain et de la cohésion sociale (Stiglitz, 2021). Toutefois, leur impact sur la trajectoire budgétaire des États reste controversé. Alors que certains auteurs soulignent leur effet multiplicateur positif à moyen terme, comme l'ont montré Cooray et Nam (2024) dans une étude empirique liant efficacité gouvernementale, dépenses sociales et croissance économique, d'autres insistent sur leur caractère rigide et leur tendance à peser durablement sur les finances publiques en l'absence de réformes structurelles (Brändle et Elsener, (2024)). Cette tension met en lumière la nécessité d'une gouvernance adaptée pour maximiser les effets bénéfiques de ces dépenses tout en assurant la soutenabilité budgétaire.

Dans le cas du Maroc, ces interrogations prennent une résonance particulière à l'heure où le pays s'engage dans la construction progressive d'un État social élargi. Cette évolution soulève des débats quant à la capacité de l'État à financer durablement ses engagements sociaux tout en assurant la stabilité budgétaire.

L'objectif de cet article est d'analyser empiriquement la relation entre les dépenses sociales et le déficit public au Maroc, en mettant l'accent sur deux composantes fondamentales de l'État social : l'éducation et la santé. À travers une approche économétrique, cette recherche vise à évaluer dans quelle mesure ces dépenses influencent la trajectoire budgétaire du pays à court et à long terme, et à identifier les conditions d'une articulation cohérente entre objectifs sociaux et discipline budgétaire.

Alors, dans quelle mesure les instruments de l'État social au Maroc affectent-ils le déficit budgétaire ? Contribuent-ils à aggraver le déséquilibre fiscal, ou permettent-ils à long terme une consolidation soutenable à travers un renforcement du capital humain qui constitue la base productive et sociale du pays ?

2. REVUE DE LITTÉRATURE

La relation entre les mécanismes de l'État social et les équilibres macroéconomiques, notamment le déficit budgétaire, constitue un champ de recherche riche et multidimensionnel. Les dépenses sociales, tout en répondant à des objectifs de justice sociale et de développement humain, soulèvent des interrogations quant à leur soutenabilité budgétaire, en particulier dans les pays à revenu intermédiaire comme le Maroc.

Dans la littérature, deux grandes approches coexistent. La première, issue des travaux néo-classiques, considère que l'augmentation des dépenses publiques, y compris sociales, peut générer des déficits budgétaires chroniques, freiner la croissance et compromettre la stabilité

macroéconomique (Barro, 1990 ; Alesina et Perotti, 1997). Cette vision met en garde contre une expansion non maîtrisée de l'État-providence, perçue comme source d'inefficacité et de rigidités budgétaires.

La seconde approche, plus institutionnaliste, met en avant le rôle positif des dépenses sociales dans la formation du capital humain, la réduction des inégalités et la stimulation de la productivité à long terme (Stiglitz et al., 2009 ; Esping-Andersen, 2019). Dans ce cadre, l'État social est vu comme un levier de développement inclusif, capable d'améliorer la résilience économique et, à terme, de renforcer la soutenabilité des finances publiques.

Plusieurs études empiriques ont cherché à mesurer l'impact des composantes de l'État social sur les soldes budgétaires, en utilisant des approches économétriques adaptées aux spécificités nationales. Par exemple, Clements et al. (2015) ont montré, à partir d'un large échantillon de pays en développement et émergents, que les dépenses en santé et en éducation peuvent être soutenables si elles s'accompagnent d'une amélioration de l'efficacité de la dépense publique et d'une réforme des mécanismes de ciblage. De leur côté, Gaspar et al. (2019) soulignent que la qualité de la gouvernance budgétaire et la capacité institutionnelle à planifier et exécuter les dépenses sociales sont déterminantes pour maintenir un équilibre budgétaire à long terme tout en étendant la couverture de l'État social. Cooray et Nam (2024) démontrent, à partir d'un panel de pays émergents, que les dépenses en santé et en éducation ont un effet positif significatif sur la croissance économique, à condition qu'elles soient accompagnées d'une gouvernance efficace et d'un cadre institutionnel robuste. Dans le même ordre d'idées, Elkhalfi et al. (2023), dans une étude appliquée au Maroc, confirment que les investissements dans le capital humain, notamment dans les secteurs de l'éducation et de la santé, favorisent la croissance potentielle à long terme sans nécessairement aggraver les déséquilibres budgétaires.

Cependant, d'autres études mettent en lumière les limites de la soutenabilité budgétaire des dépenses sociales dans les pays à ressources fiscales limitées. Brändle et Elsener, M. (2024) analysent également les tensions entre augmentation des dépenses sociales et investissements publics productifs : dans les économies contraintes par des règles fiscales strictes, une hausse mal ciblée des transferts sociaux peut conduire à un effet d'éviction sur les dépenses d'infrastructure.

Par ailleurs, Grigoli (2014) souligne que l'amélioration de l'efficacité des dépenses publiques en éducation peut conduire à des gains substantiels en termes de résultats éducatifs, même sans augmentation des budgets alloués, à condition d'optimiser l'allocation des ressources et de renforcer la gouvernance. De leur côté, Gaspar et al. (2019), dans une étude du FMI, insistent sur l'importance d'intégrer les dépenses sociales dans un cadre budgétaire de moyen terme fondé sur l'évaluation des résultats, afin d'assurer une meilleure compatibilité entre objectifs sociaux et viabilité financière.

Ainsi, bien que les dépenses sociales puissent contribuer positivement à la croissance économique et à la réduction des inégalités, leur efficacité et leur soutenabilité dépendent de plusieurs facteurs : la qualité de la gouvernance, le ciblage des bénéficiaires, la flexibilité budgétaire, et l'existence de mécanismes d'évaluation ex post. Ce constat appelle à des politiques sociales mieux intégrées aux cadres macroéconomiques, notamment dans les pays

comme le Maroc où les ambitions sociales s'amplifient dans un contexte de contraintes budgétaires persistantes.

3. MÉTHODOLOGY DE RECHERCHE

Cette étude se focalise sur le Maroc, un pays engagé depuis plusieurs années dans un processus de consolidation de son modèle social, à travers un renforcement progressif des dépenses publiques en santé et en éducation. Dans un contexte marqué par la recherche d'un équilibre entre inclusion sociale et soutenabilité budgétaire, il apparaît pertinent d'analyser les effets de ces dépenses sociales sur la stabilité des finances publiques.

Dans cette perspective, l'objectif de cette recherche est d'évaluer, à travers une approche économétrique, dans quelle mesure les mécanismes de l'État social, mesurés par les dépenses publiques dans les secteurs de la santé et de l'éducation, influencent le déficit budgétaire du Maroc. L'analyse repose sur des données empiriques annuelles couvrant la période 1990–2023, issues des bases de données de la Banque mondiale, et du Ministère de l'Économie et des Finances du Maroc.

Afin d'évaluer empiriquement la relation entre les dépenses sociales et l'équilibre budgétaire, nous retenons les hypothèses suivantes :

H1 : Il est probable que les dépenses publiques en éducation, en tant qu'investissement dans le capital humain, aient un impact significatif sur le déficit budgétaire au Maroc, tant à court qu'à long terme.

H2 : Il est également probable que les dépenses publiques en santé, qui constituent un pilier essentiel de la couverture sociale, influencent significativement le déficit budgétaire du pays.

3.1. MODELE DE RECHERCHE

3.1.1. CHOIX DES VARIABLES

Avant de définir l'équation du modèle économétrique qui sert à examiner la relation entre les mécanismes de l'Etat sociale, notamment les dépenses en éducation et en santé, et le déficit budgétaire, il est approprié d'exposer les données sur lesquelles ce modèle sera utilisé.

Nous avons donc utilisé des informations provenant des rapports du ministre des Finances et de la Banque mondiale, spécifiquement pour le Maroc. Ces informations couvrent une période allant de 1990 à 2023.

Tableau 1 : Choix des variables du modèle

Variable	Type de la variable	Justification
Equilibre Budgétaire	Quantitative (Variable Endogène)	Variable endogène utilisée pour évaluer l'effet des politiques sociales sur la santé des finances publiques. Adoptée dans plusieurs études sur la soutenabilité fiscale (Alesina et Perotti 1997 ; Mauro et al., 2015).
Dépenses en éducation	Quantitative	Variable fréquemment utilisée pour représenter l'investissement en capital humain. Utilisée par Barro

	(Variable Exogène)	(1990), Gemmell et al., (2011) pour son effet potentiel sur la croissance et les finances publiques.
Dépenses en santé	Quantitative (Variable Exogène)	Représente la dimension sociale de l'État et son rôle en matière de bien-être. Variable mobilisée dans les études sur la soutenabilité budgétaire et les effets des politiques sociales (Gupta & Verhoeven, 2001).

Source : Établie par nous-même

3.1.2. SPECIFICATION DU MODELE

Dans le cadre de cette étude, nous adoptons une approche économétrique visant à évaluer l'impact des dépenses sociales sur l'équilibre budgétaire au Maroc. Plus précisément, nous cherchons à estimer l'effet des dépenses publiques en éducation et en santé sur le déficit budgétaire au cours de la période 1990–2023. La variable endogène de notre modèle est le déficit budgétaire (en pourcentage du PIB), tandis que les variables explicatives sont les dépenses publiques en éducation et les dépenses publiques en santé, également exprimées en pourcentage du PIB.

Le modèle qui sert à répondre à notre problématique s'écrit sous la forme suivante :

$$y_t = \alpha + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Sachant que :

Y : Le déficit budgétaire par rapport au PIB noté sur le logiciel Eviews **DB**

X1 : Les dépenses en éducation par rapport au Budget de l'état noté sur le logiciel Eviews **DE**

X2 : Les dépenses en santé par rapport au Budget de l'état noté sur le logiciel Eviews **DS**

α , β_1 et β_2 : Les paramètres à estimer

3.2. TRAITEMENT DE DONNEES

Dans le cadre de cette étude, le traitement des données repose sur une approche économétrique utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Ce choix méthodologique est motivé principalement par la spécification linéaire du modèle estimé, qui vise à évaluer l'effet des dépenses sociales sur le déficit budgétaire, ainsi que par la relative simplicité structurelle de la relation à modéliser.

Les données mobilisées sont des séries temporelles annuelles couvrant la période de 1990 à 2023. Elles proviennent de sources officielles telles que la Banque mondiale, et le Ministère marocain de l'Économie et des Finances. Toutes les variables sont exprimées en pourcentage du PIB afin de garantir leur comparabilité et d'assurer une meilleure interprétation économique des coefficients estimés.

Avant de procéder à l'estimation du modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), deux étapes préliminaires se sont avérées indispensables afin de garantir la robustesse des résultats et la validité des inférences statistiques. Tout d'abord, un test de multicollinéarité a

été réalisé afin de s'assurer que les variables explicatives, à savoir les dépenses publiques en santé et en éducation ne présentent pas de corrélations linéaires excessives entre elles. Une forte multicollinéarité pourrait en effet fausser l'estimation des coefficients et compromettre l'interprétation des effets spécifiques de chaque dimension de l'État social sur le déficit budgétaire. Ensuite, des tests de stationnarité (Augmented Dickey-Fuller) ont été menés pour vérifier les propriétés des séries temporelles sur la période 1990–2023. Cette étape est essentielle pour éviter les régressions fallacieuses, en s'assurant que les relations estimées entre les variables sont économiquement significatives et statistiquement valides. Ces vérifications méthodologiques s'inscrivent pleinement dans l'objectif de cette étude, qui vise à évaluer de manière rigoureuse l'impact des composantes sociales de l'État sur l'équilibre budgétaire au Maroc.

3.2.1. ETUDE DE MULTICOLINEARITE

Avant de procéder à l'estimation du modèle, nous allons tester la multicollinéarité entre les variables explicatives, car notre modèle repose sur une régression multiple avec deux variables exogènes. Une forte multicollinéarité peut fausser l'influence réelle de chaque variable indépendante sur la variable dépendante. Pour cela, nous utiliserons le **Variance Inflation Factor (VIF)**, qui permet de mesurer dans quelle mesure une variable explicative est expliquée par les autres variables du modèle. Ainsi, selon les résultats affichés sur le tableau ci-dessous tous les VIF sont largement inférieurs à 5, ce qui confirme une absence de multicollinéarité entre les variables explicatives utilisées dans notre modèle. Cela nous mène à garder les deux variables utilisées pour expliquer l'équilibre budgétaire au Maroc.

Tableau 2 : Test de multicolénarité (Variance Inflation Factor)

Variable Exogène	Centred VIF
DE	1.03
DS	1.03

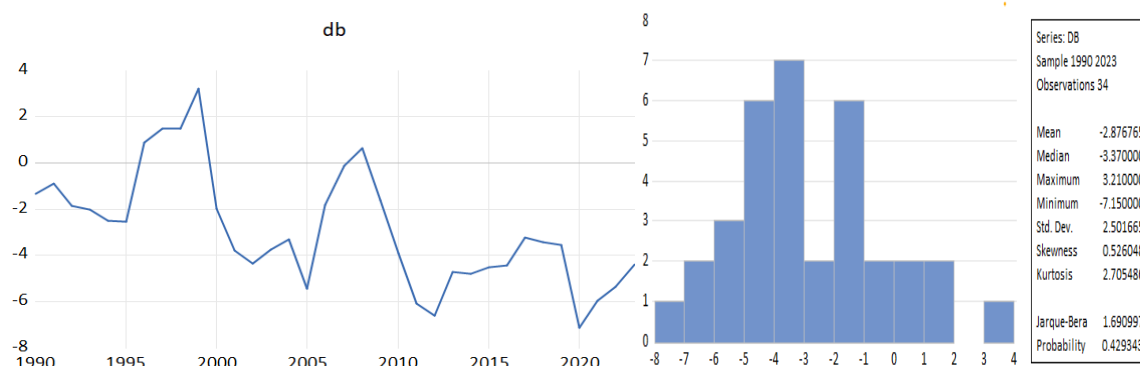
Source : Établie par nous-même sur EvIEWS 12

3.2.2. ETUDE DE LA STATIONNARITE

- **La variable à expliquer (DB)**

Pour analyser la stationnarité de la série DB, nous avons commencé, comme d'habitude, par une représentation graphique. Cela a mis en évidence que cette série présente un problème de non-stationnarité.

Graphique 1 : Représentation graphique, et symétrie de la série DB



Source : Établie par nous-même sur Eviews 12

En outre les indicateurs attachés à la symétrie de la série, montrent aussi que ladite série est asymétrique, et donc il est fort probable que cette série ne soit pas stationnaire.

Pour déterminer si cette série est stationnaire ou non habituellement, le test de Dickey-Fuller nous fournit un nombre de retards par défaut qui est adapté à la série analysée. Cependant, rien ne garantit que ce nombre soit optimal. C'est pourquoi nous allons réaliser une régression de la série sur elle-même en utilisant un modèle VAR pour déterminer parmi les critères LR, FPE, AIC, SC et HQ celui qui indiquerait le décalage optimal à adopter pour tester la stationnarité de cette série.

Les résultats du modèle de la variable DB qui sont affichés ci-dessous, montrent qu'il faut tester la stationnarité de la série en utilisant un retard optimal d'ordre 1.

Tableau 3 : Choix du retard optimal pour la série DB

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	- 60.27424	NA	6.52449 7	4.71340 3	4.76179 1	4.72733 7
1	- 50.27516	18.4598 3*	3.26609 1*	4.02116 6*	4.14397 4*	4.04903 5*
2	- 49.64013	1.12352 4	3.36152 9	4.04924 7	4.21443 1	4.09414 4
3	- 49.10111	1.04360 2	3.46780 0	4.07872 7	4.28728 8	4.14165 3
4	- 49.02238	0.00011 8	3.75323 0	4.15564 5	4.39758 6	4.22531 5
5	- 48.82117	0.31002 9	3.75502 1	4.21104 3	4.47636 3	4.27745 6
6	- 48.31329	0.11151 2	4.34551 0	4.29330 0	4.60200 0	4.37645 6

7	- 47.14937	1.04036 1	4.15607 4	4.24418 4	4.62958 9	4.35331 6
8	- 46.11651	1.28474 7	4.20024 7	4.24319 3	4.67868 8	4.36660 0
* : indique que le critère a sélectionné le nombre de retards optimal						

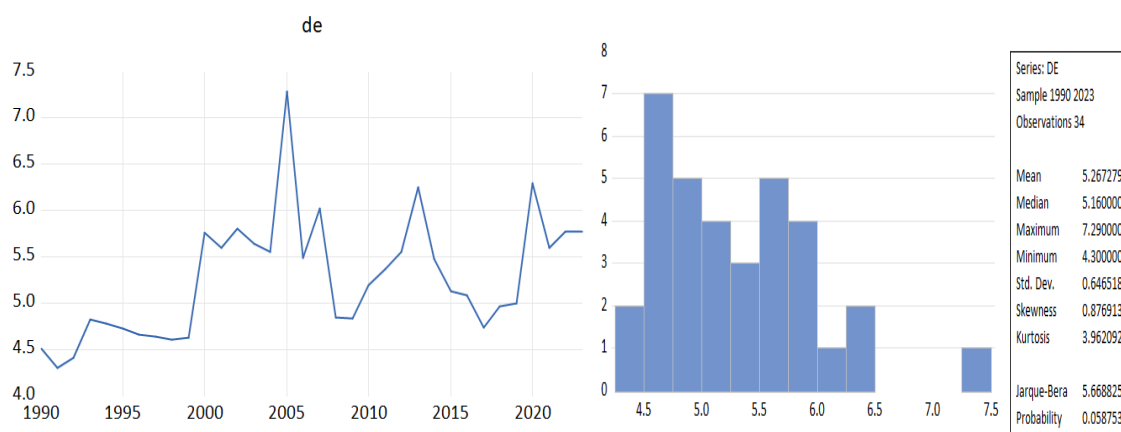
Source : Établie par nous-même sur Eviews 12

Ainsi, nous avons appliqué le test de racine unitaire (ADF) à la variable endogène « déficit budgétaire ». Les résultats ont montré que cette variable n'est pas stationnaire en niveau, ce qui signifie que sa moyenne, sa variance et sa covariance changent au cours du temps. Toutefois, après application d'une première différenciation, la variable devient stationnaire, c'est-à-dire qu'elle suit un processus intégré d'ordre 1, noté I(1).

• La première variable explicative (DE) :

Pour analyser la stationnarité de la série DE, nous avons commencé par une représentation graphique. Cela a mis en évidence que cette série est non stationnaire.

Graphique 2 : Représentation graphique, et symétrie de la série DE



Source : Établie par nous-même sur Eviews 12

Également, le test de Jarque-Bera à travers les indicateurs attachés à la symétrie de la série, montrent aussi que la série DE est asymétrique, et donc il se peut que cette série ne soit pas stationnaire.

Pour choisir le retard optimal, on a estimé un VAR de la variable DE contre elle-même. La détermination de l'ordre de retard optimal pour l'estimation du modèle VAR repose sur une combinaison de critères d'information, notamment le test du rapport de vraisemblance (LR), l'erreur finale de prédiction (FPE), ainsi que les critères d'information d'Akaike (AIC), de Schwarz (SC) et de Hannan-Quinn (HQ). L'analyse des résultats indique une divergence entre ces critères quant au lag optimal. Néanmoins, un consensus relatif se dégage en faveur du modèle avec un retard d'ordre un, recommandé par les critères FPE, AIC et HQ. Cette convergence suggère que la spécification d'un modèle VAR(1) constitue une option méthodologiquement robuste.

Tableau 4 : Choix du retard optimal pour la série DE

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	- 23.04819	NA*	0.37223 9	1.84986 1	1.89824 9*	1.86379 5
1	- 21.84189	2.22700 7	0.36566 4*	1.83399 2*	1.93076 8	1.86186 0*
2	- 21.53562	0.85970 2	0.38103 1	1.87171 1	2.01713 6	1.91377 3
3	- 20.53046	1.36257 9	0.38733 9	1.86962 5	2.08051 2	1.94269 5
4	- 19.64894	1.42255 1	0.39184 6	1.86491 2	2.13880 3	1.96654 1
5	- 19.43177	0.33549 0	0.41746 8	1.95620 9	2.24660 2	2.03989 7
6	- 19.17931	0.39540 0	0.43365 2	2.03314 9	2.37716 2	2.13600 2
7	- 19.36858	0.06141 1	0.49134 4	2.10660 2	2.49376 7	2.21813 3
8	- 19.35129	0.04615 4	0.53409 5	2.18086 8	2.61663 2	2.30627 5
* : indique que le critère a sélectionné le nombre de retards optimal						

Source : Établie par nous-même sur Eviews 12

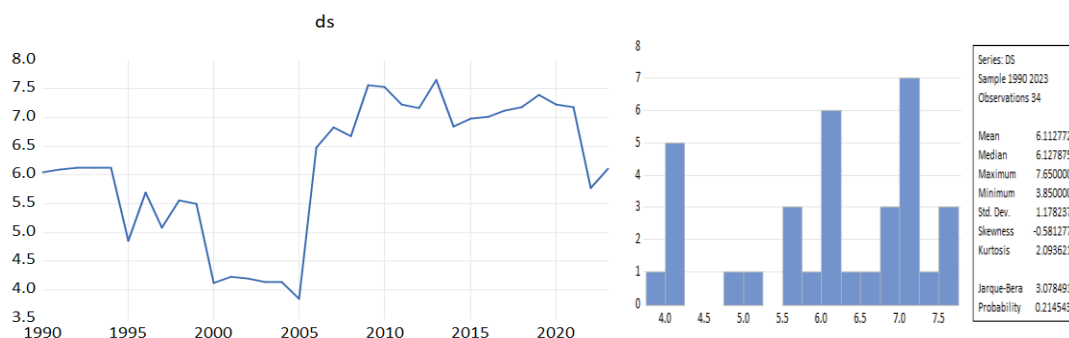
Par ailleurs, l'application du test Augmented Dickey-Fuller (ADF) à la première variable exogène « dépenses en éducation » révèle que celle-ci présente une non-stationnarité en niveau. Cela implique que ses caractéristiques statistiques, notamment la moyenne, la variance et la covariance varient dans le temps. En revanche, après avoir procédé à une différenciation première, la série devienne stationnaire, indiquant qu'elle est intégrée d'ordre un, soit également $I(1)$.

• La deuxième variable explicative (DS) :

Conformément à la démarche usuelle d'analyse des séries temporelles, l'étude débute par une analyse graphique. Pour la deuxième variable explicative « dépenses en santé » la représentation graphique met en évidence une tendance marquée de la série DS, suggérant une absence de stationnarité en niveau. En effet, la série semble présenter une évolution non constante de sa moyenne et de sa variance au fil du temps. Par ailleurs, les résultats du test de Jarque-Bera confirment une distribution asymétrique, renforçant l'hypothèse d'une non-stationnarité. Cette situation appelle donc à une investigation plus approfondie à travers des tests formels de racine unitaire afin de statuer sur les propriétés statistiques de la série.

L'objectif est de déterminer si une transformation, telle qu'une différenciation, est nécessaire pour obtenir une stationnarité indispensable aux analyses économétriques.

Graphique 3 : Représentation graphique, et symétrie de la série DS



Source : Établie par nous-même sur Eviews 12

Pour vérifier la stationnarité de la série DS avec le test de stationnarité ADF il faut avant choisir le retard optimal à adopter pour se faire, l'estimation du modèle VAR pour (DS) contre elle-même montre que le retard optimal à adopter c'est 1.

Tableau 5 : Choix du retard optimal pour la série DS

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	- 43.35247	NA	1.77515 7	3.41172 8	3.46011 6	3.42566 2
1	- 26.90758	30.3597 9*	0.54142 9*	2.22366 0*	2.34023 7*	2.25158 2*
2	- 26.90238	0.00920 2	0.58469 7	2.30119 0	2.48594 4	2.34308 8
3	- 26.90084	0.00260 9	0.63227 7	2.37687 7	2.62981 1	2.43275 4
4	- 26.90468	0.00732 5	0.68536 5	2.45110 5	2.77221 7	2.52096 0
5	- 26.83763	0.11540 6	0.68265 2	2.45022 9	2.83952 0	2.53406 2
6	- 27.22545	0.55375 3	0.68320 1	2.52349 6	2.98096 5	2.62130 7
7	- 25.16466	4.09236 7	0.76563 4	2.63873 2	3.16438 1	2.75052 2
8	- 25.14226	0.03164 8	0.83282 3	2.66233 0	3.25615 7	2.78809 8
* : indique que le critère a sélectionné le nombre de retards optimal						

Source : Établie par nous-même sur Eviews 12

Le test de stationnarité d'Augmented Dickey-Fuller (ADF), appliqué à la variable « dépenses en santé », a permis de confirmer sa non-stationnarité en niveau. Cette caractéristique implique une instabilité de ses paramètres statistiques au cours du temps. Cependant, après avoir effectué une différenciation d'ordre un, la série présente des propriétés de stationnarité. Ce résultat indique qu'elle suit un processus intégré d'ordre un, noté I(1).

En somme, les résultats du test d'Augmented Dickey-Fuller indiquent que les trois variables analysées DB, DE et DS présentent une non-stationnarité en niveau, mais deviennent stationnaires après une différenciation première. Elles peuvent ainsi être qualifiées de séries intégrées d'ordre un, soit I(1).

Tableau 6 : Résultat de test de stationnarité-Augmented Ducky Fuller

Variable	Niveau de stationnarité
Déficit Budgétaire (DB)	I (1)
Dépenses en éducation (DE)	I (1)
Dépenses en santé (DS)	I (1)

Source : Etablie par nous-même, sur Eviews 12

Afin de choisir le modèle convenable pour étudier l'impact des dépenses en éducation et en santé sur le déficit budgétaire on va tester tout d'abord la stationnarité des résidus du modèle d'origine, dans ce sens le test d'ADF indique que ces résidus sont stationnaires en niveau, on peut aussi remarquer que le coefficient attaché à la variable résidus retardés d'une période est négatif (-1.1848), rend compte d'une force de rappel vers l'équilibre de long terme ce qui nous mène vers le choix de la méthode MCE.

4. Modélisation MCE

Le Modèle à Correction d'Erreur (MCE) représente un outil économétrique pertinent permettant de capter conjointement les ajustements de court terme et les relations structurelles de long terme entre des variables économiques. Dans le cadre de notre analyse, ce modèle sera mobilisé afin d'évaluer l'impact des dépenses sociales tant sur les dynamiques budgétaires immédiates que sur les équilibres budgétaires à long terme.

4.1. Modèle de long terme

Le modèle de long terme consiste tout simplement en la régression de ces trois variables dans leur forme originale.

De ce fait, la régression des variable DB, DE, et DS dans leur état brut fournit les résultats suivants :

Tableau 7 : Résultats de l'estimation des relations de long terme

Variable	Coefficient	Probabilité (P-value)
C	15.04191***	0.0001
DE	-2.587261***	0.0000
DS	-0.701949**	0.0179
R²		0.475735
R² ajusté		0.441911
Statistique de Durbin-Watson		0.852996
***Significatif à 1% ** Significatif à 5% * Significatif à 10%		

Source : Etablie par nous-même, sur Eviews 12

Les résultats de l'estimation du modèle avec les variables brutes indiquent que Durbin-Watson est largement inférieur à 2 ce qui désigne une forte autocorrélation des erreurs. De ce fait nous sommes obligés de corriger le problème d'autocorrélation avant d'interpréter les coefficients estimés par ce modèle.

Plusieurs méthodes sont utilisées pour corriger le problème d'autocorrélation des erreurs dans notre cas on va opter pour la méthode de cochrane orcut.

Mais, avant d'utiliser cette méthode il faut déterminer la valeur du coefficient $\hat{\varepsilon}$, attaché aux résidus retardés d'une période sur la base du modèle :

$$\varepsilon_t = \hat{\varepsilon}\varepsilon_{t-1} + \gamma_t$$

On peut donc déterminer la valeur de $\hat{\varepsilon}$ par la méthode du calcul direct, en effet la détermination par la méthode directe se sert de la formule suivante :

$$\hat{\varepsilon} = 1 - (DW/2)$$

$$\hat{\varepsilon} = 1 - (0.85299) / 2$$

$$\hat{\varepsilon} = 0.575$$

La transformation de cochrane orcut pour notre modèle s'écrit de la manière suivante :

$$y_t - \hat{\varepsilon}y_{t-1} = \beta_0 - \beta_0\hat{\varepsilon} + \beta_1x_{1t} - \beta_1\hat{\varepsilon}x_{1t-1} + \beta_2x_{2t} - \beta_2\hat{\varepsilon}x_{2t-1} + \gamma_t$$

D'où :

$$y_t = \beta_0 - \beta_0\hat{\varepsilon} + \beta_1x_{1t} - \beta_1\hat{\varepsilon}x_{1t-1} + \beta_2x_{2t} - \beta_2\hat{\varepsilon}x_{2t-1} + \hat{\varepsilon}y_{t-1} + \gamma_t$$

On pose :

$$a = \beta_0 - \beta_0\hat{\varepsilon}$$

$$b_1 = \beta_1$$

$$b_2 = \beta_2\hat{\varepsilon}$$

$$b_3 = \beta_2$$

$$b_4 = \beta_2 \hat{e}$$

Le modèle sera écrit comme suit :

$$y_t = a + b_1 x_{1t} - b_2 x_{1t-1} + b_3 x_{2t} - b_4 x_{2t-1} + \hat{e} y_{t-1} + \gamma_t$$

Sachant que :

y_t : le déficit budgétaire (%PIB)

x_{1t} : les dépenses en éducation (%budget)

x_{1t-1} : les dépenses en éducation retardés d'une période

x_{2t} : les dépenses en santé (%budget)

x_{2t-1} : les dépenses en santé retardés d'une période

a, b_1, b_2, b_3, b_4 , et $\hat{e}$ sont les paramètres à estimer

En outre, on va réestimer les paramètres a, b_1, b_2, b_3, b_4 , et $\hat{e}$ avec la méthode des MCO on se basant sur le modèle transformé

Tableau 8 : Résultats de l'estimation des relations de long terme après la correction du problème d'autocorrélation

Variable	Coefficient	Probabilité (P-value)
C	6.142972	0.1011
DE	-1.646932***	0.0016
DE(-1)	0.692682	0.2098
DS	0.552621	0.1692
DS(-1)	-0.900539**	0.0286
DB(-1)	0.659414*	0.0580
R ²		0.763049
R ² ajusté		0.719169
Statistique de Durbin-Watson		1.611451
***Significatif à 1% ** Significatif à 5% * Significatif à 10%		

Source : Etablie par nous-même, sur Eviews 12

Les résultats de cette estimation montrent que la constance est non significative dans le modèle on doit donc ré-estimer ce modèle sans constante :

Tableau 9 : Résultats de l'estimation du modèle sans constante

Variable	Coefficient	P-value
DE	-1.258600***	0.0060
DE(-1)	1.226120**	0.0114

DS	0.633702	0.1268
DS(-1)	-0.708346*	0.0764
DB(-1)	0.803939***	0.0000
R ²		0.737763
R ² ajusté		0.700301
Statistique de Durbin-Watson		1.565663
***Significatif à 1% ** Significatif à 5% * Significatif à 10%		

Source : Etablie par nous-même, sur Eviews 12

Ces résultats indiquent que R square = 73,77 %, ce qui dit que les variables exogènes expliquent environ 74% du modèle ainsi que les variables sont significatives. Afin d'évaluer la robustesse et la validité de cette estimation plusieurs tests économétriques sont mobilisés. En premier lieu, le test de Breusch-Godfrey (LM) est utilisé pour détecter la présence d'autocorrélation dans les termes d'erreur. Ce test est particulièrement adapté dans notre contexte, compte tenu de la présence de variables exogènes retardées dans le modèle, ce qui rend inappropriée l'utilisation du test de Durbin-Watson, souvent moins fiable dans de telles situations. En second lieu, l'hypothèse d'homoscédasticité, c'est-à-dire la constance de la variance des erreurs est vérifiée à l'aide du test de White, permettant de s'assurer que les écarts résiduels ne présentent pas de structure systématique. Enfin, la normalité de la distribution des résidus est testée via le test de Jarque-Bera, indispensable pour valider les inférences statistiques classiques fondées sur la normalité. Les résultats de l'ensemble de ces tests diagnostiques sont reportés dans le tableau suivant, afin d'apprécier la solidité du modèle estimé.

Tableau 10 : Test de robustesse du modèle

Test	Hypothèses	Décision
LM test de Breusch-Godfrey (d'autocorrélation)	H_0 : Absence d'autocorrélation H_1 : Présence d'autocorrélation	Probabilité > 5%, donc on accepte H_0 . D'où une absence d'autocorrélation des résidus
Test de White (d'hétéroscédasticité)	H_0 : Modèle est homoscédastique H_1 : Modèle est hétéroscédastique	Probabilité > 5%, donc on accepte H_0 . D'où le modèle est homoscédastique
Test de Jarque-Bera (de normalité)	H_0 : les résidus suivent une loi normale H_1 : les résidus ne suivent pas une loi normale	Probabilité > 5%, donc on accepte H_0 . D'où les résidus suivent une distribution normale

Source : Etablie par nous-même, sur Eviews 12

Les tests de robustesse appliqués au modèle révèlent des résultats satisfaisants sur le plan statistique. En effet, le test de Breusch-Godfrey ne signale aucune autocorrélation significative

des résidus, ce qui confirme l'indépendance des erreurs dans le temps. Par ailleurs, le test de White indique que les résidus du modèle sont homoscédastiques, c'est-à-dire que leur variance demeure constante tout au long de la période étudiée, excluant ainsi toute forme d'hétéroscédasticité susceptible de biaiser les estimations. Enfin, le test de Jarque-Bera suggère que les résidus suivent une distribution normale, condition essentielle pour garantir la validité des tests de significativité et des intervalles de confiance. L'ensemble de ces résultats confirme donc la fiabilité et la solidité du modèle estimé, renforçant sa pertinence non seulement pour l'analyse économique, mais également pour la formulation de prévisions budgétaires crédibles à partir des variables explicatives sélectionnées.

Alors à long terme le modèle s'écrit sous la forme suivante :

$$DB_t = -1.25DE_t - 1.22DE_{t-1} + 0.63DS_t + 0.70DS_{t-1} + 0.80DB_{t-1}$$

L'équation de long terme modélise la relation structurelle entre les dépenses sociales (éducation et santé) et le déficit budgétaire au Maroc. Elle permet d'évaluer comment les ajustements budgétaires s'opèrent sur une période prolongée, en tenant compte des effets persistants des variables explicatives.

Les résultats de l'estimation du modèle économétrique à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) révèlent des dynamiques contrastées entre les composantes de l'État social et le déficit budgétaire à long terme. Le modèle inclut les dépenses publiques en éducation et en santé, chacune introduite avec un décalage temporel (retard), ainsi qu'une variable dépendante retardée afin de capter l'effet de persistance.

Tout d'abord, les coefficients associés aux dépenses publiques en éducation, actuelles et passées, sont tous deux négatifs et statistiquement significatifs (respectivement -1,25 pour DE_t et -1,22 pour DE_{t-1}). Cette double contribution négative suggère qu'un accroissement des investissements éducatifs contribue à la réduction du déficit budgétaire, aussi bien immédiatement qu'à travers un effet différé. Ce résultat est cohérent avec l'idée selon laquelle l'éducation constitue un investissement productif à long terme : elle renforce le capital humain, améliore la productivité, stimule la croissance économique et accroît, in fine, les recettes fiscales. Ainsi, même si elle représente un coût budgétaire initial, l'éducation permet de générer des retombées économiques durables susceptibles d'alléger le déficit public.

À l'opposé, les coefficients relatifs aux dépenses publiques en santé sont positifs, que ce soit pour la période courante (0,63) ou pour la période précédente (0,70). Cela indique qu'à long terme, une hausse des dépenses de santé tend à accroître le déficit budgétaire. Cette situation peut être interprétée comme une pression structurelle exercée par les besoins croissants en soins et en infrastructures sanitaires sur les finances publiques. Contrairement à l'éducation, les retombées économiques des dépenses de santé prennent souvent plus de temps à se matérialiser, et peuvent être insuffisantes pour compenser les coûts immédiats, notamment dans un contexte de système de santé encore en développement comme celui du Maroc.

Par ailleurs, le coefficient du déficit budgétaire retardé ($DB_{t-1}=0,80$) met en évidence une forte inertie budgétaire. Ce résultat suggère que le déficit tend à se reproduire d'une période à l'autre, révélant une forme de rigidité dans les mécanismes de rééquilibrage budgétaire. Cette

persistance pourrait s'expliquer par une structure de dépenses peu flexible, une dépendance aux subventions sociales ou encore une capacité fiscale limitée de l'État marocain.

En somme, cette analyse souligne que l'investissement en éducation se révèle bénéfique pour la soutenabilité budgétaire à long terme, tandis que les dépenses de santé, bien qu'essentielles socialement, posent un défi en matière d'équilibre budgétaire. Ces résultats appellent à des stratégies différenciées de financement et de réforme pour assurer la pérennité des politiques sociales tout en préservant la stabilité macroéconomique du pays.

4.2. Le modèle de court terme :

Pour estimer le modèle de court terme on va introduire les variables stationnaires DDB contre DDE et DDS, les résultats de cette estimation montre l'existence d'un problème d'autocorrélation des erreurs on doit d'abord corriger ce problème.

Tableau 11 : Résultats de l'estimation des dynamiques de long terme

Variable	Coefficient	Probabilité (P-value)
C (constante)	-0.194144	0.7280
DDE	0.197313	0.2672
DDS	-0.240900	0.1518
R ²		0.088966
R ² ajusté		0.009746
Statistique de Durbin-Watson		1.550109

Source : Etablie par nous-même, sur Eviews 12

Pour corriger ce problème d'autocorrélation on va suivre la même démarche de la méthode de la transformation de cochrane orcut, qu'on a suit pour corriger le problème d'autocorrélation pour le cas du modèle de long terme.

Le modèle transformé est :

$$dy_t = a + b_1 dx_{1t} - b_2 dx_{1t-1} + b_3 dx_{2t} - b_4 dx_{2t-1} + \hat{e} dy_{t-1} + \gamma_t$$

Tableau 8 : Résultats de l'estimation des dynamiques de court terme après la correction du problème d'autocorrélation

Variable	Coefficient	p-Value
DDE	-1.469828	0.0054
DDE(-1)	-0.207199	0.7144
DDS	0.859327	0.0422
DDS(-1)	0.001532	0.9971
DDB(-1)	0.196306	0.3107

Source : Etablie par nous-même, sur Eviews 12

Les résultats obtenus permettent d'analyser les effets de court terme des composantes de l'État social, à savoir les dépenses publiques en éducation (DDE) et en santé (DDS), sur le déficit budgétaire (DDB) au Maroc. Il ressort de l'estimation que la variation immédiate des

dépenses en éducation (DDE) a un effet négatif et statistiquement significatif sur le déficit budgétaire, avec un coefficient de -1.47 et une p-value de 0.0054. Cela suggère qu'une augmentation des dépenses en éducation réduit le déficit budgétaire à court terme, ce qui pourrait s'expliquer par une meilleure efficacité des investissements éducatifs ou un effet multiplicateur à court terme sur les recettes. En revanche, le terme retardé de cette variable (DDE(-1)) n'est pas significatif, indiquant une absence d'effet persistant à court terme.

Concernant les dépenses en santé (DDS), leur variation contemporaine exerce un effet positif et significatif sur le déficit budgétaire (coefficient de 0.86, p-value de 0.0422), ce qui signifie qu'une hausse soudaine des dépenses de santé aggrave le déficit budgétaire à court terme. Toutefois, le terme retardé DDS(-1) est totalement non significatif, ce qui montre que cet effet est transitoire. La variable dépendante retardée DDB(-1) présente un effet positif, mais non significatif, ce qui indique une faible inertie du déficit budgétaire dans le modèle.

Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent que les politiques publiques en matière d'éducation peuvent contribuer à une amélioration du solde budgétaire à court terme, tandis que les dépenses en santé ont tendance à l'aggraver temporairement.

5. DISCUSSION

L'analyse économétrique menée sur la relation entre les composantes de l'État social (éducation et santé) et le déficit budgétaire au Maroc révèle des dynamiques distinctes à long terme et à court terme. Ces résultats apportent un éclairage pertinent sur les effets différenciés des politiques sociales sur l'équilibre budgétaire, en s'inscrivant dans le prolongement des travaux antérieurs tout en mettant en lumière certaines spécificités nationales.

À long terme, les estimations indiquent que les dépenses publiques en éducation exercent un effet négatif significatif sur le déficit budgétaire. Ce résultat rejoint les constats de Varsakelis (2001) et de Pritchett (2001), qui soulignent que les investissements en capital humain peuvent renforcer la croissance économique et, indirectement, améliorer la position budgétaire en stimulant les recettes fiscales à travers l'élargissement de l'assiette fiscale. L'effet favorable observé pourrait également s'expliquer par le rendement différé des dépenses éducatives, qui, bien que coûteuses initialement, génèrent des gains économiques structurels à travers l'amélioration de la productivité et de l'emploi qualifié.

En revanche, les dépenses en santé ont un effet positif à long terme sur le déficit budgétaire, ce qui suggère qu'elles représentent une charge persistante pour les finances publiques. Cette observation est cohérente avec certaines études menées dans les pays en développement (Cooray et Nam, 2024), qui indiquent que les dépenses sanitaires, en l'absence de réformes structurelles et de ciblage efficace, peuvent devenir budgétairement insoutenables. Au Maroc, cette situation pourrait refléter une augmentation continue des dépenses sans amélioration suffisante des indicateurs de performance du système de santé.

À court terme, l'analyse montre que l'effet des dépenses en éducation reste significativement négatif, ce qui révèle un impact immédiat favorable sur le solde budgétaire. Cela pourrait être interprété comme un signe de bonne gouvernance budgétaire ou d'une efficacité dans l'allocation des ressources éducatives, notamment à travers des programmes à impact rapide. Cette dynamique rejoint les conclusions de Cooray (2009), qui met en évidence

que dans les pays à revenu intermédiaire, une partie des dépenses éducatives peut générer des effets de court terme sur les recettes fiscales ou l'emploi. À l'inverse, les dépenses en santé ont un effet positif et significatif sur le déficit à court terme, traduisant leur poids budgétaire immédiat, ce qui corrobore les analyses de Gupta et al. (2003), selon lesquelles les chocs de dépenses en santé, lorsqu'ils ne sont pas accompagnés de mécanismes de financement solides, creusent le déficit public.

Ces résultats mettent en évidence une asymétrie dans les effets budgétaires des composantes de l'État social : alors que l'éducation constitue un investissement soutenable avec des retombées positives, la santé, dans son état actuel de gestion, semble représenter un coût budgétaire non compensé. Cette opposition souligne la nécessité d'une meilleure articulation entre objectifs sociaux et viabilité budgétaire.

CONCLUSION

Cette étude a permis d'examiner l'impact différencié des composantes de l'État social, à savoir les dépenses en éducation et en santé, sur le déficit budgétaire au Maroc à travers une analyse dynamique à court et à long terme. Les résultats obtenus mettent en lumière des effets contrastés : si l'investissement en éducation contribue à atténuer le déficit budgétaire aussi bien à court qu'à long terme, les dépenses en santé tendent, quant à elles, à aggraver le déséquilibre budgétaire, en particulier sur le court terme.

Ces constats suggèrent que l'éducation peut être considérée comme une dépense productive à même de soutenir la soutenabilité budgétaire, tandis que la santé, bien que socialement essentielle, nécessite des réformes profondes en matière de ciblage, de gouvernance et de financement pour éviter qu'elle ne devienne une source de pression durable sur les finances publiques.

En définitive, cette analyse appelle à une meilleure articulation entre les objectifs sociaux et les impératifs de rigueur budgétaire. Le Maroc gagnerait à adopter une stratégie budgétaire intégrant une évaluation systématique de l'efficacité des dépenses sociales, afin de garantir à la fois l'équité, l'efficacité économique et la stabilité des comptes publics. La consolidation de l'État social ne peut être durable sans une gestion optimale des ressources allouées à ses piliers fondamentaux.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Alesina, A., & Perotti, R. (1997). Fiscal adjustments in OECD countries : composition and macroeconomic effects. *Staff Papers*, 44(2), 210-248.
- Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of political economy*, 98(5, Part 2), S103-S125.
- Brändle, T., & Elsener, M. (2024). Do fiscal rules matter ? A survey of recent evidence. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 160(1), 11.
- Clements, B. J., Gupta, S., & Nozaki, M. (2015). *What Happens to Social Spending in IMF-Supported Programs ?* International Monetary Fund, Fiscal Affairs Department.
- Cooray, A. (2009). Government expenditure, governance and economic growth. *Comparative economic studies*, 51, 401-418.
- Cooray, A., & Nam, Y. S. (2024). Public social spending, government effectiveness, and economic growth : an empirical investigation. *Applied Economics*, 57(1), 52-66.
- Elkhalfi, O., Chaabita, R., Zahraoui, K., & El Alaoui, H. (2023). Public Spending on Human Capital and Economic Growth in Morocco. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 13(4), 102-110.
- Esping-Andersen, G. (2019). Social foundations of postindustrial economies. In *Social Stratification, Class, Race, and Gender in Sociological Perspective, Second Edition* (pp. 830-845). Routledge.
- Gaspar, V., Amaglobeli, M. D., Garcia-Escribano, M. M., Prady, D., & Soto, M. (2019). *Fiscal policy and development : Human, social, and physical investments for the SDGs*. International Monetary Fund.
- 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.
- Grigoli, F. (2014). *A hybrid approach to estimating the efficiency of public spending on education in emerging and developing economies*. International Monetary Fund.
- Gupta, S., & Verhoeven, M. (2001). The efficiency of government expenditure: experiences from Africa. *Journal of policy modeling*, 23(4), 433-467.
- Gupta, S., Verhoeven, M., & Tiongson, E. R. (2003). Public spending on health care and the poor. *Health economics*, 12(8), 685-696.
- Mauro, P., Romeu, R., Binder, A., & Zaman, A. (2015). A modern history of fiscal prudence and profligacy. *Journal of Monetary Economics*, 76, 55-70.
- Nichelatti, E., & Hiilamo, H. (2022). A fiscal approach to the social contract in sub-Saharan African countries. Retrieved December, 20, 2022.
- Pritchett, L. (2001). Where has all the education gone?. *The world bank economic review*, 15(3), 367-391.
- Stiglitz, J. E., Sen, A., & Fitoussi, J. P. (2009, September). *Report by the commission on the measurement of economic performance and social progress*.

- Stiglitz, Joseph E., 2021. "The proper role of government in the market economy: The case of the post-COVID recovery," Journal of Government and Economics, Elsevier, vol. 1(C).
- Tanzi, V., & Schuknecht, L. (2000). Public spending in the 20th century: A global perspective. Cambridge University Press.
- Varsakelis, N. C. (2001). The impact of patent protection, economy openness and national culture on R&D investment: a cross-country empirical investigation. *Research policy*, 30(7), 1059-1068.