

Mamadou Moustapha KÂ

Dept. Planification Economique et
Gestion des Organisation,
Université Cheikh Anta Diop. Email :
mamadoumoustapha.ka@ucad.edu.sn

Mouhamad M. ALLAYA

Dept. Management des Organisations.
Université Iba Der Thiam de Thiès.
Email :
mouhamad.allaya@univ-thies.sn

Analyse de l'effet des dépenses de santé sur l'espérance de vie dans les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest- Africaine

Résumé : L'objectif de cet article est d'analyser l'impact des différents types de dépenses de santé sur l'espérance de vie dans les pays de l'UEMOA pour la période 1995-2018, en utilisant la méthode des moindres carrés généralisés (GLS) par le maximum de vraisemblance. Le résultat inattendu de la régression est que la variable explicative "dépenses de santé publique" est significative et négative, remettant en cause l'efficacité des dépenses publiques de santé dans la zone UEMOA. Le second résultat qui mérite d'être souligné est que le financement extérieur agit positivement sur l'état de santé de la population de la zone UEMOA, suggérant l'augmentation des contributions des donateurs bilatéraux et internationaux.

Mots Clés : Espérance de vie - Dépenses de santé -inter-individuel-intra-individuel.

Effect analysis of health expenditures on population health in West African Economic and Monetary Union countries.

Abstract: The objective of this article is to analyze the impact of the different types of health expenditure on life expectancy in the WAEMU countries for the period 1995-2018, using the generalized method of moments (GMM) econometric models of panel data. The unexpected result of the regression is that the explanatory variable "public health expenditure" is significant and negative, calling into question the efficiency of public health expenditure in the UEMOA zone. The second result which deserves to be underlined is that the external financing acts positively on the state of health of the population of the WAEMU zone, suggesting an increase in the contributions of bilateral and international donors.

Keywords: Life expectancy - Health expenditure – Between-Within.

Classification J.E.L. : I14- I15 – I18 – H51.

1. Introduction

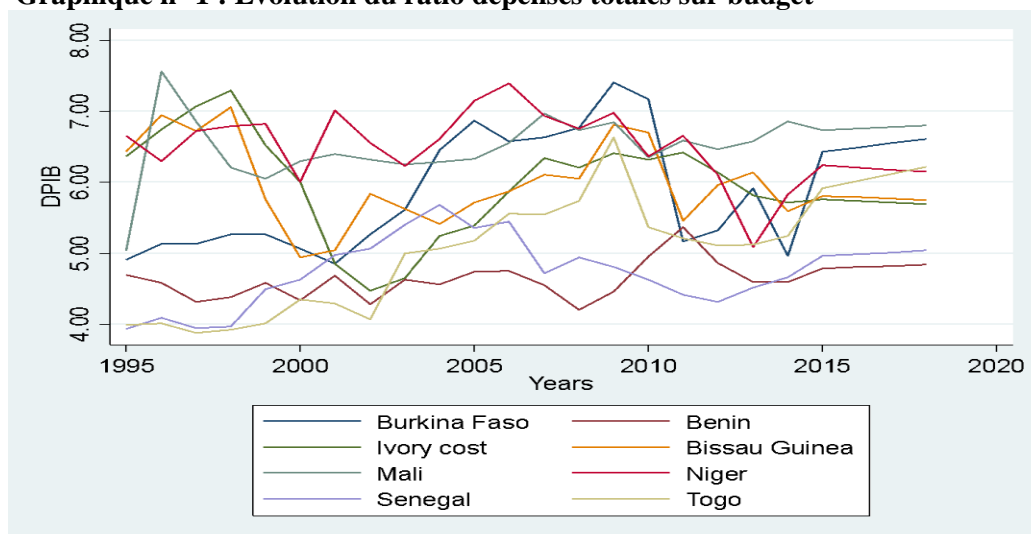
La santé d'une population constitue un des facteurs les plus significatifs de son niveau de développement. Depuis l'indépendance, une série de modifications des politiques de soins de santé a été mise en place. Entre les années 1960 et 1980, la plupart des pays francophones d'Afrique subsaharienne ont mis en œuvre des politiques visant à améliorer les conditions de vie et l'état de santé des populations. Le contexte politique et économique était assez favorable pour qu'on mette l'accent sur l'amélioration de l'accès aux soins de santé. Cette amélioration devait s'opérer au travers d'initiatives financées par des organismes internationaux et ciblées sur des programmes de prévention des maladies, plutôt que par l'élaboration de programmes nationaux de soins de santé.

La conférence internationale d'Alma Ata (en 1978) et la mise en œuvre de l'initiative de Bamako (en 1987) ont reflété l'adoption d'une approche plus stratégique visant à assurer une couverture universelle des soins de santé.

Depuis 2001 lors de la Déclaration d'Abuja, les pays africains ont entrepris des réformes profondes des finances publiques visant entre autres à une rationalisation des dépenses publiques et une meilleure allocation des ressources. Ainsi, ils se sont engagés à attribuer au moins 15% du total de leurs budgets nationaux annuels au secteur de la santé.

Les dépenses de santé sont depuis longtemps une préoccupation majeure pour la plupart des gouvernements. Cela fait déjà plusieurs décennies qu'elles augmentent régulièrement par rapport au budget comme l'illustre, le graphique n° 1.

Graphique n° 1 : Evolution du ratio dépenses totales sur budget



Source : auteurs

On note que certains pays, enregistrent une hausse de leur ratio dépenses totales/Budget, sous l'effet de divers facteurs démographiques tels que la structure par âge de la population et l'évolution de l'état de santé : le Rwanda, le Botswana, le Niger, le Malawi, la Zambie, et le Burkina Faso ont dépassé le seuil des 15%. En revanche, les pays comme

le Sénégal, le Mali, la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau et le Bénin éprouvent d'énormes difficultés pour atteindre le seuil des 15%.

Dans la littérature économique, plusieurs auteurs se sont intéressés aux liens entre les dépenses de santé et l'état de santé des populations.

Ainsi, Self et Grabowski (2003) ont conclu dans leur étude sur un échantillon de 191 pays, que les dépenses publiques ne sont pas statiquement significatives dans les pays développés, alors qu'elles sont efficaces pour améliorer la santé dans les économies en développement. En ce qui concerne les dépenses privées, elles ont un effet positif lorsque l'ensemble de l'échantillon est pris en compte, mais deviennent non significatifs si on distingue les pays développés des pays en développement. Ivaschenko (2004) souligne l'importance des dépenses de santé sur l'espérance de vie des populations. Erdil et Yetkiner (2009), considèrent les dépenses de santé comme un investissement dans le capital humain. En effet, ils montrent qu'une augmentation des dépenses de santé liées à une intervention sanitaire efficace conduit à un état de santé plus élevé.

Dans le contexte de développement du capital humain, nécessaire à l'amélioration de la productivité, l'accroissement des dépenses publiques de santé est fondamental pour accroître l'offre de services de soins et par ricochet améliorer l'état de santé de la population. Dès lors, il est pertinent de s'interroger sur les effets des dépenses publiques de santé sur l'état de santé (espérance de vie), afin de déterminer les conséquences des politiques de santé.

Dans quelle mesure pouvons-nous conserver un état de santé de la population, tout en faisant face aux défis que pose la disponibilité des ressources consacrées à la santé ? Les dépenses de santé influencent-elles l'état de santé de la population dans la zone UEMOA ? Les dépenses de santé publiques, privées et par habitant peuvent-elles expliquer les différences d'espérance de vie ?

La relation entre les dépenses de santé et l'état de santé de la population intéresse les décideurs politiques, compte tenu de l'augmentation constante des dépenses de santé dans la plupart des pays industrialisés. Cependant, l'établissement de relations causales est complexe car, premièrement, les dépenses de santé ne sont qu'un des nombreux facteurs quantitatifs et qualitatifs qui contribuent aux résultats en matière de santé et, deuxièmement, la mesure de l'état de santé est un processus imparfait (Nixon, 2006). Une meilleure compréhension des mécanismes liant l'espérance de vie et les dépenses de santé est nécessaire car il semble contre-intuitif de conclure que les dépenses de santé ne peuvent expliquer l'amélioration de l'espérance de vie.

L'objectif de cette étude est d'analyser l'impact des différents types de dépenses de santé sur l'espérance de vie dans les pays de l'UEMOA sur la période 1995-2018. Pour mesurer l'état de santé d'une population plusieurs indicateurs globaux sont utilisés : l'espérance de vie à la naissance, les taux de mortalité et l'espérance de vie corrigée de l'incapacité. Cependant, il est difficile de mesurer directement l'état de santé. Certains chercheurs (Fayissa, 20005 ; Nixon, 2006)) suggèrent l'espérance de vie, en particulier à la naissance et le taux de mortalité, notamment chez les nourrissons et les enfants, comme indicateurs de la production de la santé. Ces indicateurs ne tiennent pas compte de la qualité des

années de vie gagnées, ainsi Hu (2013) utilise comme indicateur d'état de santé, l'espérance de vie corrigée de l'incapacité c'est à dire on calcule un équivalent de durée de vie en pleine santé. Dans le cadre de ce travail, l'espérance de vie à la naissance est considérée comme indicateur d'état de santé du fait de la disponibilité des données.

Nous utilisons une procédure d'estimation des données de panel pour analyser l'impact des dépenses de santé sur l'espérance de vie dans les différents pays.

En effet, il convient de noter que l'analyse des données de panel améliore l'efficacité des estimations (Hsiao et al., 1995), réduit la colinéarité entre variables (Pakes et Griliches, 1984) et simplifie le calcul et l'inférence (Hsiao, 2007). De plus, cela permet de spécifier des effets fixes et d'améliorer l'identification en contrôlant les variables non observables spécifiques au pays.

2. Revue de la littérature

Plusieurs travaux ont porté sur l'effet des dépenses de santé sur le bien-être des populations. En effet, Wolfe (1986) en s'intéressant au lien entre dépenses de santé et longévité constate que lorsque le mode de vie (tabagisme, consommation d'alcool, accidents de la route et risques professionnels), l'inflation et la taille de la population sont pris en compte, les dépenses de santé ont un effet positif sur l'espérance de vie.

Dans le même sillage, Anand et Ravallion (1993), ainsi que Husain (2002) constatent une augmentation de l'espérance de vie avec une augmentation des dépenses de santé.

En effectuant une distinction entre les dépenses de santé publiques et privées, Lichtenberg (2004) montre que les dépenses de santé publiques ont un effet positif sur l'espérance de vie contrairement aux dépenses de santé privées n'ont aucun impact sur l'espérance de vie. Il conclut que cela est dû à la plus grande variabilité des dépenses de santé publiques par rapport au secteur privé.

Shaw et al. (2005) rapportent que les dépenses de santé par habitant ont un effet positif sur l'espérance de vie et que les autres dépenses de santé n'ont pas d'effet significatif. Ils notent que l'effet des dépenses de santé par habitant est sensible à la répartition par âge pour un pays donné.

Crémieux et al. (2005) constatent que la baisse des dépenses de santé est associée à une diminution de l'espérance de vie dans les provinces canadiennes relativement homogènes.

Par ailleurs, Baltagi et al. (2010) ont montré que les dépenses de santé impactent globalement et positivement sur l'espérance de vie dans les pays développés. Cependant, certaines études récentes ont montré un lien non concluant entre dépenses publiques de santé et espérance de vie. Ainsi, Aisa et al. (2014) ont récemment trouvé l'effet non concluant des dépenses globales de santé sur l'espérance de vie dans les pays de l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques (OCDE), bien qu'ils trouvent un effet positif globalement significatif des dépenses publiques de santé.

Aisa (2014) a montré que les dépenses publiques de santé agissent positivement sur l'espérance de vie et a constaté que les effets des dépenses du secteur public et privé de la santé sont différents. Les dépenses de santé du secteur privé ont un impact faible sur l'espérance de vie comparé à celles des dépenses publiques. Ceci pourrait expliquer la mauvaise évolution de l'espérance de vie dans les pays où les ressources privées consacrées à la santé sont importantes. Ainsi, une extension des services publics pourrait donner lieu à un meilleur résultat de l'investissement global en santé.

Ssozi et Amlani (2015) ont trouvé un effet significatif des dépenses de santé sur l'espérance de vie. Cependant, ils ont constaté des effets plus importants sur la nutrition, les vaccinations et les infections.

Obrizan et Wehby (2018) ont évalué l'hétérogénéité des effets des dépenses de santé nationales sur la distribution de l'espérance de vie dans le monde entre 2006 et 2011 en utilisant la régression quantile et un ensemble de données sur 175 pays incluant des données historiques et récentes portant sur l'espérance de vie. Leurs résultats suggèrent que l'augmentation des dépenses de santé dans les pays à faible espérance de vie peut avoir des retombées importantes sur l'espérance de vie et réduire considérablement les inégalités mondiales de longévité et de développement.

Globalement, la théorie économique suggère que les effets sur les dépenses de santé varient d'un pays à l'autre. En effet, on constate que l'augmentation des dépenses de santé dans les pays où l'espérance de vie est faible augmenterait la longévité marginale.

3. Méthodologie

3.1 Spécification du modèle

Un panel consiste en un ensemble de plusieurs unités observables auprès desquelles des informations sur des questions similaires sont collectées au fil du temps. Les données de panel peuvent prendre en compte les différences inter-individuelles et la dynamique intra-individuelle. Les données de panel présentent plusieurs avantages par rapport aux données en coupe transversale ou aux séries chronologiques. Nous pouvons mentionner ici les avantages suivants de l'utilisation de données de panel.

Premièrement, dans les données de panel, le nombre d'observations est augmenté. S'il y a N observations individuelles et T périodes de temps, le nombre total d'observations sera NT . Par conséquent, dans les données de panel, les degrés de liberté sont plus nombreux, ce qui permet d'obtenir une plus grande variabilité que dans les données transversales ou les données de séries chronologiques.

Deuxièmement, les données de panel sont utiles pour construire et tester des hypothèses comportementales complexes. L'utilisation de données de panel permet de contrôler l'hétérogénéité non observée inter-individuelles.

Troisièmement, les données de panel contiennent des informations sur la dynamique intertemporelle et peuvent permettre de contrôler les effets non observés.

Les données de panel peuvent capturer la variation au sein du groupe, la variation entre les groupes et la variation totale d'une variable en utilisant différents types de moyennes. La variation totale d'une variable est décomposée en variation intra-groupe et variation inter-groupe.

Le modèle de régression groupée (pooled) est un modèle de régression linéaire multiple avec des données de panel. En supposant que les unités transversales sont homogènes. Il existe un problème d'endogénéité dans le modèle de régression groupée, et l'estimation est biaisée en raison de l'hétérogénéité non observée. En introduisant l'erreur individuelle ou temporelle dans la spécification des données de panel, il est possible de réduire ou d'éviter le biais lié aux variables omises.

Dans le modèle à erreurs composées, un point essentiel concerne la nature des effets spécifiques individuels et temporels, qui sont aléatoires. Si ces effets existent et sont pris en compte, cela permet, en particulier, d'améliorer la précision des estimations.

Dans le modèle des moindres carrés à variable muette (LSDV), les effets fixes sont traités comme les coefficients des variables binaires représentant les observations individuelles. L'estimateur LSDV n'est toutefois pratique que lorsque le nombre d'unités transversales est faible.

Dans le modèle à effets aléatoires, la variation entre les individus est supposée être aléatoire et sans corrélation avec le prédicteur.

Un modèle à effets aléatoires est estimé par les moindres carrés généralisés (GLS) ou par le maximum de vraisemblance. L'estimateur GLS fournit une solution intermédiaire entre l'estimation groupée et l'estimation LSDV en traitant l'hétérogénéité transversale comme aléatoire.

Grossman (1972) a développé une fonction théorique de production fonction de production de la santé, qui peut être spécifiée comme suit :

$$H = F(X)$$

où H est une mesure de l'état de santé individuelle et X est un vecteur d'entrées individuelles dans la fonction de production F de la santé.

Le modèle théorique de Grossman a été conçu initialement pour l'analyse de la fonction de production de santé au niveau micro-économique. Cependant, la même analyse peut être appliquée au niveau macroéconomique Fayissa (2005). L'intérêt ici est d'analyser le système de production au niveau macro. Pour passer de l'analyse micro à l'analyse macro, les éléments du vecteur X ont été représentés par des variables regroupées en vecteurs de facteurs économiques, sociaux et environnementaux. Ainsi, la fonction de production de santé se présente comme suit :

$$H = F(Y, S, V)$$

où Y est un vecteur de variables économiques par habitant, S est un vecteur des variables sociales par habitant, et V est un vecteur de facteurs environnementaux par habitant.

En représentant l'état de santé par un vecteur H de n variables endogènes et les facteurs explicatifs un vecteur de variables (Y, S, V) le modèle se présente de manière générale sous la forme d'un système mathématique de n relations traduisant les liens que l'on suppose exister entre l'état de santé et les dépenses.

La spécification du modèle économétrique peut s'écrire comme suit

Le modèle s'écrit

$$\Delta ESP_{it} = \alpha_i + \alpha_1 \Delta REXTER_{it} + \alpha_2 \Delta DPUB_{it} + \alpha_3 \Delta DDGEN_{it} + \alpha_4 \Delta DHAB_{it} + \alpha_5 \Delta DPIB_{it} + \varepsilon_{it}$$

Les diverses variables observées sont représentées par des symboles doublement indexés. Ces données sont organisées en panel selon deux dimensions d'indexation. L'une de ces dimensions est qualifiée d'individuelle. Elle décrit les huit pays de l'UEMOA qui sont les unités d'observations individuelles représentées par l'indice i , $i=1, \dots, 8$, le nombre de pays de l'UEMOA. L'autre dimension est temporelle. Elle se rapporte aux dates de collecte des données. La dimension temps est indexée par l'indice t , $t=1, \dots, 23$, nombre d'années d'étude considérée.

Δ est l'opérateur de différentiation. Il mesure les effets des changements observables au niveau de l'espérance suite à aux variations simultanées des types de dépenses.

ESP représente l'état de santé général de la population qui sera représenté par l'espérance de vie à la naissance. Le terme α_i englobe tous les facteurs non observés constants au cours du temps qui influence l'espérance de vie, REXTER représente le ratio ressources externes pour la santé sur des dépenses totales de santé, DGEN représente le ratio dépenses publiques générales de santé sur des dépenses totales de santé, DPUB représente le ratio dépenses publiques générales de santé sur dépenses publiques totales, DHAB représente le ratio des dépenses publiques de santé par habitant et DPIB représente le ratio total des dépenses de santé sur produit intérieur brut

Cette différenciation permet d'évaluer les variations infinitésimales des ratios tout en stabilisant les variables.

3.2 Présentation des données

La comparaison des espérances de vie entre les différents pays est devenue récurrente au cours des trois dernières décennies. En effet, elle permet une étude systématique de l'impact des différentes dépenses de santé et d'autres variables explicatives sur l'état de santé de la population. Au fil du temps, plusieurs analyses de régression basées sur des données transversales et des données de panel ont été utilisées pour expliquer les différences internationales d'espérance de vie. Dans cette étude, les données utilisées proviennent de la base de données des indicateurs développement économique de la Banque mondiale et des données nationales issus des différents comptes nationaux des pays de l'étude (UEMOA)¹ sur la période allant de 1995 à 2018. La base de données utilisée est un panel cylindré, ce qui signifie le même nombre d'observations pour l'ensemble des variables pour tous les pays suivis sur la même période.

¹ Bénin, Burkina Faso, Cote d'Ivoire, Guinée Bissau, Mali, Niger, Sénégal, Togo.

Tableau n° 1 : variabilité inter-individuelle et intra individuelle

Variable		Mean	Std.Dev.	Min
REXTER	overall	18.922	9.529	.64
	between	6.473	7.314	28.065
	within	7.345	-6.213	40.277
DGEN	overall	9.773	2.726	2.203
	between	1.920	7.025	13.241
	within	2.047	3.553	16.070
DPUB	overall	38.651	12.129	9.6
	between	10.295	22.421	51.544
	within	7.341	16.320	57.869
DHAB	overall	32.995	18.340	8.910
	between	14.249	18.768	64.690
	within	12.561	0.395	59.862
DPIB	overall	5.661	0.918	3.877
	between	0.747	4.640	6.525
	within	0.593	4.164	7.235
ESP	overall	55.196	4.876	46.610
	between	3.722	49.047	61.850
	within	3.404	46.800	63.873

Source : Résultats de nos estimations

Le tableau n°1 fournit les différentes expressions des variabilités des décompositions between, within et overall. Les opérateurs between et within sont très utiles pour analyser la décomposition de la variabilité totale des observations en variabilité inter-individuelle, intra individuelle, inter-temporelle et intra-temporelle.

A la lecture du tableau, on remarque les variabilités inter-individuelles des pays de la zone UEMOA du ratio ressources externes pour la santé sur des dépenses totales de santé, du ratio dépenses publiques générales de santé sur des dépenses totales de santé, du ratio dépenses publiques générales de santé sur dépenses publiques totales, du ratio des dépenses publiques de santé par habitant et du ratio total des dépenses de santé sur produit intérieur brut s'élèvent respectivement à 6.473%, 1.92%, 10.295%, 14.249% et 0.747% des variabilités totales. On voit que les variations dans les différents pays sont différentes.

Si on s'intéresse à la variabilité within, ici la variabilité intra-individuelle représente respectivement 7.345%, 2.047%, 7.341%, 12.561% et 0.593% pour le ratio ressources externes pour la santé sur des dépenses totales de santé, le ratio dépenses publiques générales de santé sur des dépenses totales de santé, le ratio dépenses publiques

générales de santé sur dépenses publiques totales, le ratio des dépenses publiques de santé par habitant et le ratio total des dépenses de santé sur produit intérieur brut.

Le *between* qui donne une idée de la variabilité intra-individuelle de la variable dépendante expliquée par celles des variables explicatives est de 98.40% (voir annexe 3). Cette valeur indique que 98.40% des variations de l'espérance de vie est expliquée par la variance des dépenses de santé.

4. Présentation et discussion des résultats

Les résultats de la modélisation présentés dans le tableau n° 2 permettent d'identifier les facteurs explicatifs de l'amélioration de l'état de santé de la population considérée.

Tableau n° 2 : résultats des estimations

Variable	Pooled	FD	within	FE	BE	LSDV	RE
d_DGEN	-.00732466*	-.01012414*	-.00732466*	-.00548718*	-.43148214*	-.005487*	-.00732466*
d_DHAB	.01656248***	.03913777***	.01656248***	.01457114***	.64175525*	.01457114***	.01656248***
d_DPIB	-0.010	-.02396652*	-0.010	-0.010	-.6697674*	-0.010	-0.010
d_DPUB	.01265942**	.01794786**	.01265942**	.00980034**	.41536994*	.00980034**	.01265942**
d_REXTER	-0.002	0.001	-0.002	-0.001	.12090509*	-0.001	-0.002
Pays							
Guinée Bissau		0.000					
Bénin		.00445615**					
Burkina Faso		-.00287037*					
Côte d'Ivoire		.00611144***					
Mali		.00855674***					
Niger		0.002					
Sénégal		0.000					
_cons	.00636097***	.00636097***	.00642859***	-.02619443*	.00399777***	.00636097***	
N	184	184	184	184	184	184	184

Source : Résultats de nos estimations

(*), (**), (***) représentent respectivement les seuils de significativités de 10%, 5%, 1%.

Les résultats obtenus soulignent au seuil de 5%, que cette variable influence négativement l'espérance de vie selon les différents types d'estimation. Cela indique que l'augmentation des dépenses de santé dans les pays de l'union a un impact statiquement faible sur l'espérance de vie. Cela pose le problème de l'efficacité des dépenses publiques de santé.

Un autre résultat qui nous semble important à noter est celui de l'impact de la variable ratio ressources externes pour la santé sur dépenses totales de santé, elle est corrélée significativement au seuil de 10%. Son coefficient est positif. La contribution des partenaires extérieurs sous forme d'aide ou don agit positivement sur l'état de santé de la population de la zone UEMOA. Une augmentation de la contribution des donateurs peut entraîner une amélioration de l'espérance de vie.

La variable ratio dépenses publiques générales de santé sur dépenses publiques totales constitue un frein pour l'amélioration de l'espérance de vie. Le coefficient associé est statistiquement significatif au seuil de 10% et est négatif. Une augmentation du ratio dépenses publiques générales de santé sur dépenses publiques totales a un effet négatif sur l'espérance de vie. Une augmentation des dépenses publiques de santé par rapport aux dépenses publiques totales n'entraîne pas forcément une augmentation de l'espérance de vie car cette augmentation des dépenses pourrait être affectée à d'autres postes comme le fonctionnement.

La variable dépenses publiques générales de santé en pourcentage des dépenses totales de santé est un facteur unanimement cité par les études empiriques comme déterminant de l'espérance de vie. Son coefficient est positif et significatif au seuil de 10%. Elle signifie qu'une augmentation des dépenses publiques générales de santé entraîne une amélioration de l'état de santé.

La variable ratio dépenses totales de santé par habitant est significative au seuil de 10% et est positive. Elle est un déterminant important dans le processus de mobilisation des ressources.

Les données sur la contribution financière des usagers sont relativement rares. Lorsque des études connexes, telles que des enquêtes auprès des ménages, existent, elles se réfèrent à des situations spéciales et ne se prêtent pas à une généralisation.

5. Conclusion

Ce travail, qui utilise des données annuelles sur la période 1995-2018 a permis d'estimer et d'analyser les relations entre les différentes dépenses de santé et l'espérance de vie des pays de l'UEMOA. Ces pays ont constitué un excellent cas pour un tel exercice, car il a permis de déterminer le rôle fondamental que peut jouer chaque type de dépense sur l'espérance de vie.

Au plan politique économique, ces résultats montrent que :

- Une augmentation de la contribution des donateurs se traduit par une amélioration de l'espérance de vie.
- L'influence des dépenses de santé publique étant négative, l'efficacité des dépenses publiques de santé dans la zone UEMOA pose ainsi problème. Par ailleurs, l'effet des dépenses suggère que le poids des secteurs de la santé publique est important et a un impact moindre sur l'espérance.
- Les populations consacrent des sommes importantes à l'achat de certains services de santé et qu'une augmentation du ratio dépenses totales de santé par habitant entraîne une amélioration de l'espérance de vie.

En définitive, ce travail a permis de mettre en relief l'impact des dépenses de santé sur l'état de santé de la population. Une bonne maîtrise des dépenses de santé pourra éventuellement accroître l'espérance de vie et améliorer la situation sanitaire des populations-

7. Références bibliographiques

- Aísa R., Clemente J., Pueyo F. (2014). « The influence of (public) health expenditure on longevity ». *International Journal of Public Health*. Vol. 59(5), pp. 867-875.
- Anand S., Ravallion M. (1993). « Human development in poor countries: On the role of private incomes and public services ». *Journal of Economic Perspectives*, vol. 7(1), pp. 133-150.
- Baltagi B. H., Moscone F. (2010). « Health care expenditure and income in the OECD reconsidered: Evidence from panel data ». *Economic Modelling*. Vol. 27, Issue 4. pp. 804-811
- Baltagi B. H., Kao C. (2000), « *Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: a Survey* ». Center for Policy Research Working Papers 16, Center for Policy Research, Maxwell School, Syracuse University.
- Crémieux, P.-Y., Ouellette P., Pilon C. (1999). «Health care spending as determinants of health outcomes ». *Health Economics*, Vol.8, Issue 7, pp 561-651.
- Deng F., Lv J. H., Wang H.L., Gao J.M., Zhou Z. L. (2017). « Expanding public health in China: an empirical analysis of healthcare inputs and outputs ». *Public Health*. Vol 142, pp. 73-84.
- Erdil E., Yetkiner I. H. (2009) «The Granger-Causality between health care expenditure and output: a panel data approach ». *Applied Economics*, Taylor & Francis journals, Vol 41 (4), pp. 511-518.
- Fayissa B., Gutema P. (2005). «Estimating a health production function for Sub-Saharan Africa (SSA)». *Applied Economics*. Vol. 37 (2), pp. 155-164.
- Gerdtham U-G., Jönsson B. (2000). « International comparisons of health expenditure: Theory, data and econometric analysis ». *Handbook of Health Economics*. Vol. 1, Part A, pp. 11-53.
- Grossman M. (1972). «On the Concept of Health Capital and the Demand for Health.» *Journal of Political Economy*. Vol. 80(2), pp. 223-255.
- Hadri K. (2000), « Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panel Data », *Econometrics Journal*. Vol.3, Issue 2, pp 148-161.
- Hsiao, W. C. (1995). The Chinese Health Care System: Lessons for Other Nations. *Social Science & Medicine*, Vol. 41. Issue 8, pp1047-1055
- Hsiao C. (2007). « Panel data analysis-advantages and challenges ». *Test*. Vol.16 (1), pp. 1-22.
- Husain A. (2002). « Life expectancy in developing countries: A cross-section analysis ». *The Bangladesh Development Studies*. Vol 28 (1-2), pp. 161-178
- Hu B, Mendoza R. U. (2013). « Public Health Spending, Governance and Child Health Outcomes: Revisiting the Links.» *J. Human Dev. and Cap*. Vol 14 (2), pp. 285-311.
- Ivaschenko, O. (2004) « *Longevity in Russia's Regions: Do Poverty and Low Public Health Spending Kill?* ». *Research Paper 2004/040*. Helsinki: UNU-WIDER.
- Levin A., Lin C-F. Chu, C-S. J. (2002), « Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties ». *Journal of Econometrics*. 2002. Vol 108 (1), pp. 1-14
- Lichtenberg, F. (2004) « Sources of U.S. longevity increase, 1960-2001 ». *The Quarterly Review of Economics and Finance*. Vol. 44 (3), pp. 369-389

- Linden M., Ray D. (2017) «Life expectancy effects of public and private health expenditures in OECD countries 1970–2012: Panel time series approach ». *Economic Analysis and Policy*. Vol 56, pages 101-113.
- Ndiaye M., Fall M. (2019). «The determinants of the economic and financial situation of the public health establishments in Senegal ». *Revue d'Economie Théorique et Appliquée*, Vol. 9(1), pp. 71-86
- Nixon J., Ulmann P. (2006). «The relationship between health care expenditure and health outcomes » *Eur J Health Econ*. Vol 7(1), pp. 7-18.
- Obrizan M., Wehby G. L. (2018). « Health Expenditures and Global Inequalities in Longevity". *World Development*, Elsevier, vol. 101(C), pp. 28-36.
- Self S., Grabowski R. (2003) « How effective is public health expenditure in improving overall health? A cross-country analysis ». *Applied Economics*. Vol 35 (7), pp. 835-845.
- Shaw J. W., Horrace, W. C. Vogel R. J. (2005) « The determinants of life expectancy: an analysis of the OECD health data». *Southern Economic Journal*. Vol 71(4), pages 768-783.
- Ssozi J., Amlani, S. (2015). « The effectiveness of health expenditure on the proximate and ultimate goals of healthcare in sub-Saharan Africa ». *World Development*. vol. 76, issue C, pages 165-179
- Wolfe, B. (1986). « Health status and medical expenditures ». *Social Science et Medecine*. Elsevier, Vol 22 (10), pages 993-999

7. Annexes

Tableau 3 : Regression pooled

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	184
				F(5, 178)	=	4.47
Model	.000780172	5	.000156034	Prob > F	=	0.0007
Residual	0.006218694	178	.000034936	R-squared	=	0.1115
				Adj R-squared	=	0.0865
Total	.006998866	183	.000038245	Root MSE	=	.00591
d_ESP	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d_DGEN	-.0073247	.0033816	-2.17	0.032	-.0139977	-.0006516
d_DHAB	.0165625	.0045382	3.65	0.000	.007607	.025518
d_DPIB	-.00986	.007489	-1.32	0.190	-.0246386	.0049186
d_DPUB	.0126594	.0042513	2.98	0.003	.0042701	.0210488
d_REXTER	-.0019177	.0011783	-1.63	0.105	-.004243	.0004076
_cons	.006361	.0004795	13.27	0.000	.0054148	.0073072

Tableau 4 : Fixed-effects (within) regression

	Number of obs	=	184
Group variable: Pays_SA	Number of groups	=	8
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.1164	min	=	23
between = 0.4864	avg	=	23.0
overall = 0.1107	max	=	23
	F(5,171)	=	4.51
corr(u_i, Xb) = 0.0977	Prob > F	=	0.0007
d_ESP	Coef.	Std. Err.	t P> t [95% Conf. Interval]
d_DGEN	-.0054872	.002779	-1.97 0.050 -.0109728 -1.59e-06
d_DHAB	.0145711	.0037236	3.91 0.000 .0072211 .0219212
d_DPIB	-.0101021	.0061528	-1.64 0.102 -.0222473 .002043
d_DPUB	.0098003	.0035163	2.79 0.006 .0028593 .0167414
d_REXTER	-.0014206	.000973	-1.46 0.146 -.0033413 .0005
_cons	.0064286	.0003923	16.39 0.000 .0056543 .0072029
sigma_u	.00373913		
sigma_e	.00483336		
rho	.37440149	(fraction of variance due to u_i)	
F test that all u_i=0: F(7, 171) = 13.60		Prob > F = 0.0000	

Tableau 3 : Between regression (regression on group means)

	Number of obs	=	184
Group variable: Pays_SA	Number of groups	=	8
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.0363	min	=	23
between = 0.9840	avg	=	23.0
overall = 0.0305	max	=	23
	F(5,2)	=	24.65
sd(u_i + avg(e_i.))= .0009274	Prob > F	=	0.0394
d_ESP	Coef.	Std. Err.	t P> t [95% Conf. Interval]
d_DGEN	-.4314821	.0573505	-7.52 0.017 -.6782414 -.1847229
d_DHAB	.6417553	.0849993	7.55 0.017 .2760329 1.007478
d_DPIB	-.6697674	.1302289	-5.14 0.036 -1.230097 -.1094379
d_DPUB	.4153699	.0517849	8.02 0.015 .1925576 .6381823
d_REXTER	.1209051	.0218872	5.52 0.031 .026732 .2150782
_cons	-.0261944	.0045069	-5.81 0.028 -.0455859 -.006803

Tableau 4 : Least Squares Dummy Variable (LSDV) regression

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	184
				F(12, 171)	=	10.72
Model	.003004067	12	.000250339	Prob > F	=	0.0000
Residual	.003994799	171	.000023361	R-squared	=	0.4292
-----+-----				Adj R-squared	=	0.3892
Total	.006998866	183	.000038245	Root MSE	=	.00483
d_ESP	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d_DGEN	-.0054872	.002779	-1.97	0.050	-.0109728	-1.59e-06
d_DHAB	.0145711	.0037236	3.91	0.000	.0072211	.0219212
d_DPIB	-.0101021	.0061528	-1.64	0.102	-.0222473	.002043
d_DPUB	.0098003	.0035163	2.79	0.006	.0028593	.0167414
d_REXTER	-.0014206	.000973	-1.46	0.146	-.0033413	.0005
Pays_SA						
Benin	.0003369	.0014303	0.24	0.814	-.0024864	.0031602
Burkina Faso	.0044561	.001434	3.11	0.002	.0016256	.0072867
Ivory Cost	-.0028704	.001426	-2.01	0.046	-.0056851	-.0000556
Mali	.0061114	.00143	4.27	0.000	.0032887	.0089342
Niger	.0085567	.0014379	5.95	0.000	.0057185	.011395
Senegal	.0024965	.0014333	1.74	0.083	-.0003328	.0053257
Togo	.0003592	.001431	0.25	0.802	-.0024654	.0031839
_cons	.0039978	.0010203	3.92	0.000	.0019838	.0060117