

Effet Des Depenses Publiques Sanitaires Sur La Sante Infanto-Juvenile En République Démocratique Du Congo

Nelson KASEREKA KYUMA

nelsonkyuma@gmail.com

Entrepreneur, Chef de Travaux et Chercheur à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de l'Université Libre des Pays des Grands Lacs/Goma (R.D. Congo) et Doctorant en Sciences Economiques à l'Université de Dschang (Cameroun)

Résumé

L'objectif poursuivi dans ce papier était d'examiner l'effet du financement public sanitaire sur la mortalité infanto-juvénile en R.D. Congo. À l'aide du logiciel STATA 14, sur base des données secondaires, les modèles estimés par la Méthode de Moindres Carrés Ordinaires et la Méthode de Correction d'Erreurs ont conduit aux résultats suivants : à long terme, les dépenses publiques sanitaires, le PIB réel par habitant et la population urbaine étaient significatives au seuil de 1% dans l'explication du taux de mortalité infanto-juvénile de 1989 à 2018. À court terme, seul le PIB réel par habitant expliquait significativement au seuil de 1% le taux de mortalité infanto-juvénile. Par conséquent, ceteris paribus, une variation croissante de 1% du PIB réel par habitant a entraîné une diminution du taux de mortalité infanto-juvénile de 0.1364668%. À la suite de ces résultats, il a été suggéré les implications politiques suivantes : à long terme, l'augmentation des allocations publiques sanitaires et l'accroissement de l'offre publique des soins de santé plus en milieu rurale que dans les zones urbaines ; à court terme, l'amélioration du processus d'augmentation considérable du PIB à long terme.

Mots clés : Dépenses publiques, mortalité infanto-juvénile

Abstract

The aim in this work was to examine the effect of public health financing on infant-juvenile mortality in DRC. Using the software Stata 14, based on secondary datas, the models estimated by the ordinary least squares method and the error correction method led to the following results: in the long term, public health expenses ,real GPD per capita , and the urban population were significant at the 1% threshold in the explanation of infant-juvenile mortality rate from 1989 to 2018. In the short term, only the real GPD per capita explained significantly at the 1% threshold the infant-juvenile mortality rate .There fore, ceteris paribus, an increasing variation of 1% of the real GPD per capita resulted in a decrease of 0.1364668% of the infant-juvenile mortality rate .Given these results, the following political implications have been suggested :in the long term, the increase of public health allowances and the increase of public

provision of healthcare more in rural areas than in urban ones ;In the short term, the improvement of the long term GPD's increase process.

Key words: public expenses, infant-juvenile mortality.

Introduction

Malgré le trend baissier de la mortalité infantile en Afrique au cours de la période des OMD, l'évolution actuelle paraît insuffisante pour atteindre le troisième Objectif du Développement Durable (ODD), à savoir : « garantir la bonne santé et le bien-être à tous ». Celui-ci vise à réduire la mortalité infantile à au moins 25 pour 1000 naissances vivantes. Sur les six pays qui représentent la moitié des décès d'enfants de moins de cinq ans dans le monde, trois, dont le Nigeria, la République Démocratique du Congo (R.D. Congo) et l'Éthiopie se trouvent sur le continent africain. Ces trois pays ont été impliqués ou touchés par des conflits prolongés et des situations humanitaires désastreuses (UA, 2019).

Deuxième pays le plus vaste du continent africain, la R.D. Congo compte 85 millions d'habitants, dont 56% sont des enfants (UNICEF-RDC, 2018). Malgré la richesse de ses ressources naturelles et son potentiel de développement économique, la R.D. Congo est l'un des pays les plus pauvres du monde. Près de 80% des enfants souffrent d'aux moins deux privations majeures de leurs droits (UNICEF-RDC, 2018).

La santé infanto-juvénile reste très préoccupante en R.D. Congo. L'enquête EDS-RDC de 2007 et celle d'EDS-RDC II de 2013-2014 ressortent une tendance décroissante de la mortalité infanto-juvénile qui est passée de 126,40 pour 1000 en 2011 à 106,4 pour 1000 en 2015, soit une baisse moyenne annuelle de 4% (OMS, RDC-CSS-2017-2021).

Les politiques et stratégies de développement ont toujours cherché à identifier la variable primordiale permettant d'accélérer la création de richesses, et d'élever ainsi rapidement le bien-être des populations. L'accent a été mis tour à tour, sur l'accumulation du capital physique, le travail, les ressources naturelles, les institutions, etc. Un ensemble d'arguments théoriques et d'évidences empiriques ont conforté l'idée selon laquelle investir dans le capital humain, à

travers l'éducation et la santé, est la voie royale pour assurer la croissance économique durable, modifier les comportements et instaurer une société démocratique (Diagne, 2007).

Les dépenses publiques, en particulier celles qui sont allouées aux services d'éducation et de santé, occupent une part très importante dans la totalité des dépenses du gouvernement. Ces dépenses permettent d'accroître le stock du capital humain et de générer de la croissance économique s'ils sont de bonne qualité et alloués d'une manière efficiente (AUF, 2006).

Les allocations publiques à la santé en R.D. Congo ont connu une évolution croissante cette dernière décennie en valeur nominale malgré l'imprévisibilité de leur exécution. Elles sont passées de 38 à 186 milliards de Francs congolais (CDF) entre 2007 et 2013 ; en 2015, elles ont atteint 207 milliards de CDF et 206,7 milliards de CDF en 2017. La part du budget allouée au Ministère de la Santé Publique (MSP) a connu une nette augmentation, passant d'une moyenne de 4,7% du budget de l'État entre 2012 et 2015 à 5,8% en 2016 et 7,8% en 2017. Néanmoins, ce budget s'est caractérisé par des variations annuelles importantes, marquées notamment par des fortes augmentations, de 75%, 36% et 40% en 2009, 2011 et 2012, respectivement (BM, 2018).

De ce qui précède, il ressort donc un paradoxe en R.D. Congo selon lequel : « en dépit de la hausse des dépenses publiques consacrées à la santé, de nombreux congolais n'ont pas encore ressenti l'impact réel de cette croissance ». Ce qui pousse à se questionner sur l'effet du financement public sanitaire sur la mortalité infanto-juvénile dans le cadre de ce papier.

Hormis l'introduction et la conclusion, ce papier est structuré en trois sections, à savoir : la revue de la littérature sur les dépenses publiques sanitaires et la mortalité infanto-juvénile, l'approche méthodologique et la présentation des résultats.

1. Revue de la littérature sur les dépenses publiques sanitaires et la mortalité infanto-juvénile

La compréhension des effets des politiques d'allocation des ressources publiques sur l'amélioration de la santé a soulevé des débats théoriques et empiriques sans consensus à travers le temps, cette section revient quelques-uns plus récents.

1.1. Financement public sanitaire et mortalité infanto-juvénile : revue de la littérature théorique

La fonction de production de santé décrit la relation entre les inputs et les outputs sur une période donnée. Les outputs sont une mesure de l'état de santé de la population (l'espérance de vie, la mortalité, etc.), tandis que les inputs pourraient être les dépenses de santé, des variables environnementales, l'éducation, le style de vie, la

démographie, etc. C'est dans cette perspective que Grossman cité par Messaili et Tilane (2017) a théorisé, inspiré de la théorie du capital humain, la production de la santé par les agents. L'une des prouesses de Grossman est d'avoir séparé les deux concepts, très confondus jusqu'à alors, les soins et la santé. Il considère la santé comme étant un capital qui s'accumule à travers les investissements favorables à la santé et qui se déprécie avec l'âge et les comportements à risque. Ainsi, les dépenses de soins ne sont considérées que comme l'un des inputs parmi d'autres, susceptibles d'améliorer l'état de santé de l'individu.

D'après le centre de recherche INSERM (2013) sans distinction des pays, le plus puissant des paramètres associés au niveau de mortalité infanto-juvénile est le niveau économique du pays, évalué ici par la valeur du produit intérieur brut par habitant : plus il est faible, plus la mortalité des moins de cinq ans est élevée.

Les autres facteurs majeurs évoqués sont l'accès à l'eau potable et aux installations sanitaires, les niveaux de corruption et de violence (guerre, insécurité, etc.), le taux de fertilité des adolescentes, la prévalence du VIH, les dépenses de santé par habitant, le niveau d'urbanisation et le niveau d'éducation des femmes en âge de procréer (INSERM, 2013).

Évaluer l'impact des soins sur la santé est un préalable à la mesure de la valeur obtenue en contrepartie des dépenses. Il peut sembler choquant de questionner l'existence d'un impact positif, tant les découvertes médicales apportent la preuve continue des victoires remportées contre la maladie. Mais quel est le lien, au niveau global, entre les moyens déployés et les résultats ? Est-il vrai que dépenser plus apporte plus de santé ? Et dans quelles proportions ? Ces questions, qui portent sur la forme de la fonction de production de santé, sont loin d'être anodines. Les connaissances sur ce sujet sont difficiles à établir (Durmont, 2009).

La mise en évidence d'une causalité dépenses/résultats est un exercice ardu. En pratique des ressources plus importantes sont mobilisées lorsque les patients sont en mauvais état de santé. Les dépenses étant fonction croissante des besoins, on aboutit sur des données brutes à l'inverse du résultat escompté : des dépenses plus élevées sont corrélées avec un taux de mortalité plus élevé. Il faut une mesure assez précise et fiable des besoins pour pouvoir procéder à l'identification recherchée. Pendant de nombreuses années, les résultats étaient décevants, conduisant nombre d'économistes à penser que les soins médicaux n'avaient qu'un impact marginal sur la santé. Ce n'est que très récemment que des modifications dans l'allocation des ressources au sein du service national de la santé britannique (National Health Service) ont permis la constitution de bases de données offrant la possibilité d'une évaluation des besoins à un niveau fin

(Durmont, 2009). Dans leur article, Martin et al (2008) mettent enfin en évidence, en contrôlant par les besoins, que le taux de décès est bien une fonction décroissante des dépenses engagées pour les soins.

Un autre problème tient au fait que d'autres facteurs peuvent réduire les taux de mortalité, tels que l'amélioration de l'hygiène, l'approvisionnement en eau potable, la généralisation de l'enlèvement des ordures et le développement de l'éducation. Dans une perspective historique, Cutler et al. (2006) montrent que les premiers progrès en matière de mortalité ont résulté de l'amélioration de l'alimentation observée à partir du XVIII^e siècle en Angleterre et en France. Pendant le XIX^e siècle et le début du XX^e siècle, le recul de la mortalité découle surtout des progrès de l'hygiène individuelle et du développement des services publics de l'eau et du traitement des ordures. Ce n'est que depuis le milieu du XX^e siècle que la réduction de la mortalité a été portée par les soins médicaux, avec la généralisation des vaccinations et des antibiotiques tout d'abord, puis le développement des procédures intensives qui caractérisent la médecine moderne.

1.2. Dépenses publiques et santé infantile : quelques évidences empiriques dans les pays en développement en Afrique

Esso-Hanam (2014) dans son article a abouti aux résultats selon lesquels, à long terme, la part du budget alloué à la santé n'exerce aucun effet sur la survie infantile au Togo. A court terme, même si les résultats issus de l'estimation indiquent un impact positif du budget, celui-ci n'est statistiquement significatif qu'à 10%. De cela, il est retenu, que le financement public sanitaire n'est pas un facteur déterminant dans l'amélioration de la santé infantile.

Dans le contexte togolais, l'introduction de la fonction quadratique montre qu'il faudrait un niveau minimum ou une masse critique de ressource pour que l'effet sur la production de soins de santé se fasse sentir (Esso-Hanam, 2014). On en déduit qu'il existerait dans les pays en développement, un seuil minimum de dépenses de santé par individu en dessous duquel un système de santé n'est pas efficace.

D'après Messaili et Tlilane (2017), les dépenses publiques sanitaires ont une contribution appréciable, quasiment au même niveau que le PIB dans la santé infantile en Algérie. Il peut notamment s'observer avec la hausse des accouchements en structures de santé permise notamment par le déploiement des structures de santé de proximité (rurale et urbaine). En effet, une attention particulière de la part des pouvoirs publics est donnée à la santé maternelle et infantile. Sur 17 programmes préventifs existants en Algérie, 6 y sont consacrés exclusivement.

D'après Ssewanyana et Younger (2008), l'augmentation des dépenses de santé, en particulier dans la vaccination, a un impact positif sur la santé infantile en 2015 en Ouganda. Selon ces auteurs,

l'augmentation du taux de vaccination de 100% aurait un impact beaucoup plus élevé et probablement plus rentable dans la réduction de la mortalité infantile.

Bokhari, Gai et Gottret (2007) dans leur article ont montré que bien que dans les pays en développement, la croissance économique représente l'un des principaux déterminants de la production de soins de santé, les dépenses de santé sont également un important facteur.

A court et long termes, le revenu réel par habitant a un impact positif sur la survie infantile. Une forte croissance devrait résoudre les problèmes d'insécurité alimentaire, de précarité des bâtiments et équipements, de manque d'infrastructures sociales adéquates, d'insuffisance budgétaire nécessaire à la réduction de la mortalité infantile et maternelle (Esso-Hanam, 2014).

En Algérie, la forte progression de l'urbanisation a eu plus d'effets bénéfiques sur la santé que ceux néfastes (Messaili et Tlilane, 2017). Au Niger, dans les zones rurales, la pauvreté est plus élevée, les taux de mortalité infantile et infanto-juvénile représentent près du double de ceux enregistrés en milieu urbain (Daouda, 2012).

A notre connaissance, très peu d'études de ce genre ont été menées dans le contexte congolais, ce qui a suscité notre curiosité scientifique afin de combler ce vide.

2. Approche méthodologique

Il est présenté dans cette section les sources des données, les méthodes de recherche utilisées et la spécification du modèle.

2.1. Sources des données et méthodes de recherche

La technique documentaire a été utilisée pour recueillir les données nécessaires à soumettre à l'analyse dans cette étude. Particulièrement, les supports matériels qui ont été mis en œuvre pour la collecte des données sont d'une part les différents rapports annuels de la Banque Centrale du Congo pour les dépenses publiques sanitaires et d'autre part la base des données de la Banque Mondiale pour le taux de mortalité infanto-juvénile, le Produit Intérieur Brut par habitant et la population urbaine. Les données de cette étude portent sur la période allant de 1989 à 2018 compte tenu de leur disponibilité.

Cet article a été réalisé grâce aux méthodes hypothético-déductive et économétrique. La première a permis de déduire, sur base d'une hypothèse formulée au départ, l'effet des dépenses publiques sanitaires sur les variations du taux de mortalité infanto-juvénile en R.D. Congo. La deuxième a servi non seulement de construire le modèle mais aussi et surtout, d'estimer les élasticités des différentes variables d'étude à partir du logiciel Stata 14.0.

2.2. Spécification du modèle

En se référant à la littérature précédente, selon laquelle le taux de mortalité infanto-juvénile est une fonction décroissante des dépenses publiques sanitaires (Martin et al., 2008 ; Cutler et al., 2006 ; Messaïli et Tlilane, 2017 ; Ssewanyana et Younger, 2008 ; Bokhari, Gai et Gottret, 2007), du PIB réel par habitant (INSERM, 2013 ; Messaïli et Tlilane, 2017 ; Bokhari, Gai et Gottret, 2007 ; Ezzo-Hanam, 2014) et de la population urbaine (Messaïli et Tlilane, 2017 ; Daouda, 2011), la formulation initiale du modèle dans ce papier peut s'écrire de la manière suivante :

$$TIMJ = f(DPS, PIBh, POP).$$

A partir des variables codées ci-dessus, on obtient l'équation de régression suivante :

$$\ln TIMJ_t = a_0 + a_1 \ln DPS_t + a_2 \ln PIBh_t + a_3 \ln POP_t + \varepsilon^t$$

Avec $t = 1989, 1999, \dots, 2018$. $n = 30$ observations

Où a_0 = la constante ;

a_i ($i=1$ à 3) = Coefficients des variables ;

$\ln TIMJ_t$ = le logarithme népérien du taux de mortalité infanto-juvénile à la période t ;

$\ln DPS_t$ = le logarithme népérien des dépenses publiques de santé à la période t ;

$\ln PIBh_t$ = le logarithme népérien du PIB réel par habitant à la période t ;

$\ln POP_t$ = le logarithme népérien de la population urbaine à la période t .

ε_t = le terme d'erreur à la période t .

Les signes attendus des coefficients dans le modèle $TIMJ = f(DPS, PIBh, POP)$, sont tous négatifs, soit $a_i < 0$ ($i=1$ à 3).

3. Estimation du modèle et présentation des résultats

Cette section porte sur la présentation des différents résultats des analyses économétriques relatives à l'estimation du modèle auxquelles les données sur les variables sous étude ont été soumises. Elle est bouclée par la discussion de ces résultats.

3.1. Test en amont : étude de la stationnarité des variables

Les statistiques de Dickey-Fuller et de Phillips-Perron avec leurs probabilités ont permis de construire l'ordre d'intégration des variables dans le tableau ci-après :

Tableau 1 : Ordre d'intégration des variables du modèle

Variable	TEST DE STATIONNARITE						Const		Trend	
	ADF		Philippe P.		Stationnarité					
	T stat.	Prob.	T stat.	Prob.	Oui/Non	Ordre d'intég				
TIMJ	-4.392	0.0023*	-3.372	0.0553***	Oui	I (1)	Avec	Avec		
DPS	-4.201	0.0045*	-5.978	0.0000*	Oui	I (2)	Sans	Sans		
PIBh	-3.195	0.0854***	-3.030	0.1238	Oui	I(1)	Avec	Avec		
POP	-6.896	0.0000*	-1.452	0.8449	Oui	I(1)	Avec	Avec		

Source : L'auteur à partir des états de sortie du logiciel Stata14.0 (Test de stationnarité)

* : Stationnaire à 1%

** : Stationnaire à 5%

*** : Stationnaire à 10%

A la lumière de ce tableau, aucune des variables sous-étude n'est stationnaire à niveau. Le taux de mortalité infanto-juvénile, le PIB réel par habitant et la population urbaine sont stationnaires à la différence première et la variable dépenses publiques de santé l'est à la différence seconde.

Les variables étant stationnaires à différents niveaux, cela conduit à analyser la dynamique de court et de long terme. En premier lieu sera fait

l'estimation du modèle à long terme en utilisant la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) ; puis à court terme avec un Modèle de Correction d'Erreur (MCE) en intégrant la force rappel dans l'analyse.

3.2. Estimation du modèle à long terme

Les résultats de l'estimation finale du modèle économétrique de longue période avec robustesse sont présentés dans le tableau ci-après :

Tableau 2 : Estimation finale du modèle à long terme

LnTMIJ	coef.	Robbust Std. Err.	t. stat.	Prob.	[95% conf. Int.]	
LnDPS	-0.004572	0.000762	-5.85	0.0000	-0.0060235	-0.0028908
LnPIBh	-0.1558753	0.0066314	-23.50	0.0000	-0.1695074	-0.1422432
LnPOP	-0.6587104	0.0053941	-122.12	0.0000	-0.669798	-0.6476227
Cons	16.90425	0.1197421	147.17	0.0000	16.65811	17.15038
R ² = 0.9989			F(stat) = 0.0000			

Source : L'auteur à partir des états de sortie du logiciel Stata (Régression linéaire)

En examinant ce tableau, il est remarqué que les dépenses publiques sanitaires, le PIB réel par habitant et la population urbaine expliquent significativement au seuil de 1% le taux de mortalité infanto-juvénile en R.D. Congo au cours de la période sous-examen. Les signes des coefficients de ces variables correspondent à ceux attendus (négatifs).

De ce qui précède, le modèle de long terme s'écrit de la manière suivante :

$$\ln TMIJ_t = 16.90425 - 0.004572 \cdot \ln DPS_t - 0.1558753 \cdot \ln PIBh_t - 0.6587104 \cdot \ln POP_t + \varepsilon_t$$

Après cette estimation de longue période, il convient maintenant de passer à celle de court terme.

Tableau 3 : Estimation du Modèle à Correction d'Erreur

LnTMIJ	coef.	Std. Err.	t. stat.	Prob.	[95% conf. Int.]	
LnDPS	-0.0009381	0.0007709	-1.22	0.235	-0.0025292	-0.0006529
LnPIBh	-0.1364668	0.0177829	-7.67	0.000	-0.173169	-0.0997646
LnPOP	-0.1895207	0.3255214	-0.58	0.566	-0.861339	-0.4823224
Res	-0.092895	0.1853533	-0.50	0.002	-0.4754454	-0.2896555
Cons	-0.0204844	0.0145973	-1.40	0.173	0.506118	0.009643
R ² = 0.7370		R ² aj=0.6932		F(stat) = 0.0000		

Source : L'auteur à partir des états de sortie du logiciel Stata (MCE)

Il ressort de ce tableau que seul le PIB réel par habitant est significatif au seuil de 1% dans l'explication du taux de mortalité infanto-juvénile. De ce fait, toute chose égale par ailleurs, l'augmentation du PIB réel par habitant de 1% entraîne une diminution du taux de mortalité infanto-juvénile de 0.1365%.

De ce qui précède, le modèle de court terme s'écrit de la manière suivante :

$$\ln TMIJ_t = -0.0204844 - 0.1364668 \cdot \ln PIBh_t + \varepsilon_t$$

Aussi, à la lecture du tableau précédent, il ressort que la force de rappel possède un coefficient négatif, soit -0.092895 et sa probabilité est significative au seuil de 1%, soit 0.002. Ainsi, le taux de mortalité

Pour ce faire, le Modèle à Correction d'Erreur (MCE) sera d'une utilité cardinale.

3.3. Estimation du modèle à court terme

L'équation de la relation du modèle dynamique (de court terme) est la suivante :

$$\ln TMIJ_t = a_0 + a_1 \ln DPS_t + a_2 \ln PIBh_t + a_3 \ln POP_t + a_4 R + \varepsilon_t$$

Avec a_4 = le coefficient de la force de rappel

Cela conduit à l'estimation du MCE suivant :

infanto-juvénile converge vers son point d'équilibre à long terme.

3.4. Tests en aval

Il est présenté dans cette sous-section le test de normalité des résidus, d'autocorrélation des résidus et d'hétéroscedasticité.

3.4.1. Test de normalité des résidus

Le tableau ci-dessous présente le test de normalité des résidus :

Tableau 4 : Test de normalité des résidus

Variable	Obs	Pr (Skewness)	Pr (Kurtosis)	adj chi2 (2)	Prob> Chi 2
Res	30	0.0485	0.1703	5.51	0.0636

Source : L'auteur à partir des états de sortie du logiciel Stata 14.0 (Test de normalité des résidus)

Comme la valeur de la statistique de khi2 calculée est inférieure celle de la table statistique (5,99), l'hypothèse nulle(H0) est acceptée et par conséquent les résidus sont normalement distribués.

après :

Tableau 5 : Test d'auto corrélation des résidus de Breush-Godfrey

Lags (p)	Chi 2	Df	Prob> chi 2
1	11.810	1	0.0006

Source : L'auteur à partir des états de sortie du logiciel Stata 14.0 (Test d'auto corrélation des résidus de Breush-Godfrey)

À la lumière de ce tableau, il est constaté que la probabilité y associée est inférieure au seuil de 1%, soit 0.0006, ainsi, il est accepté l'hypothèse de non corrélation des erreurs.

Tableau 6 : Test d'hétéroscedasticité de Breusch-Pagan

Chi 2 (1)	1.56
Prob> chi 2	0.2119

Source : L'auteur à partir des états de sortie du logiciel Stata 14.0 (Test d'hétéroscedasticité de Breusch-Pagan)

Il ressort de ce tableau que la probabilité (0.2119) est strictement supérieure au seuil de 10%. Donc l'hypothèse alternative est rejetée et il est supposé l'homoscédasticité des résidus.

3.5. Discussion des résultats

Bokhari et al, 2007 ; Ssewanyana et Younger, 2008 ; et Messaili et Tlilane, 2017 ont trouvé dans certains pays en développement en Afrique que les dépenses publiques de la santé expliquent l'amélioration de la santé infantile. Par contre, Esso-Hanam (2014) a constaté que le financement public de la santé n'est pas un facteur déterminant de la survie infantile.

Les résultats d'étude dans ce papier corroborent ceux d'Esso-Hanam (2014), les dépenses publiques sanitaires n'expliquent pas la santé infantile en République Démocratique du Congo. En outre, le PIB réel par habitant l'explique mais en une très petite proportion. Ceci dénote la particularité du système sanitaire congolais où les allocations publiques sanitaires demeurent très faibles par rapport à la demande de santé et le niveau de vie bas de la population.

3.4.2. Test d'autocorrélation des résidus

Les résultats du test d'autocorrélation des résidus de Breush-Godfrey sont présentés dans le tableau ci-

3.4.3. Test d'hétéroscedasticité de Breusch-Pagan

Les résultats du test d'hétéroscedasticité de Breusch-Pagan sont présentés dans le tableau ci-après :

Conclusion

Il ressort de ce papier qu'en dépit que les dépenses publiques sanitaires soient significatives à long terme dans l'explication du taux de mortalité infanto-juvénile en R.D. Congo durant la période d'étude, leur influence reste très insignifiante. À court terme, les dépenses publiques sanitaires n'expliquent pas le taux de mortalité infanto-juvénile.

À la suite de ces résultats, les implications politiques suivantes sont suggérées : à long terme, l'augmentation des allocations publiques sanitaires, l'accroissement de l'offre publique des soins de santé plus en milieu rurale que dans les zones urbaines ; à court terme, l'amélioration du processus d'augmentation considérable du PIB à long terme.

En plus de l'absence d'une analyse qualitative des effets des dépenses publiques sanitaires sur la santé infanto-juvénile et d'une étude microéconomique, l'indisponibilité des données sur d'autres variables de contrôle dans le modèle présenté constitue une limite majeure de cette étude qui doit être prise, ceteris paribus.

Ainsi, d'autres perspectives de recherche dans ce domaine sont importantes en incluant plus des variables de contrôle dans le modèle et des analyses qualitatives et microéconomiques prenant en compte par exemple la distribution des revenus tels que le

coefficient de GINI, des variables de santé considérant la qualité de vie, etc. pour mieux cerner l'efficacité des dépenses publiques sanitaires.

Références

AUF, 7^{ième} journées scientifiques de réseau Analyse Economique et Développement de l'AUF, Paris, 2006.

Bokhari, F.A., Gai, Y. et Gottret, P. (2007), Government health expenditures and health outcomes. *Health Econ*, 16(3), 257-273.

Cutler, D.M., Landrum, M.B. et Stewart K.A. (2006), Intensive medical care and cardiovascular disease disability reductions, *NBER Working Paper*, 12184.

Daouda, Y. H. (2012), Déterminants de la mortalité infantile et infanto-juvénile et la pauvreté au Niger. *Revue d'Economie Théorique et Appliquée*, 1, 23-47.

Diagne, A. (2007), *Investir sur le capital humain : Éducation et Santé*. CRES, Université Cheikh Anta DIOP, Dakar.

Durmont, B. (2009), *Les dépenses de santé : une augmentation salutaire*. Rue d'ULM, Paris.

Esso-Hanam, A. (2014), Financement public des dépenses de santé et survie infantile au Togo. *Development Review*, 29(1), 29-46.

INSERM, Mode d'emploi pour réduire la mortalité infantile, 2013.

Martin S., Rice N. et Smith P.C. (2008), Does health care spending improve health outcomes? *Review of Health Economics*, 27, 826-842.

Messaili, M. et Tilane, N.K. (2017), Dépenses publiques de santé et santé de la population en Algérie : une analyse économétrique. *Santé Publique*, 29, 383-392.

OMS, rdc-css-2017-2021.

République Démocratique du Congo : rapport de suivi de la situation économique, Améliorer la Dépense de Santé pour Renforcer le Capital Humain et Assurer une Croissance Inclusive, BM, 2018.

Ssewanyana, S. et Younger, S.D. (2008), Infant mortality in Uganda: Determinants, trends and the millennium development goals. *African Economies*, 17(1), 34-61.

UA, Rapport sur l'état de santé des mères, des nouveau-nés, des enfants et des adolescents dans les situations d'urgence humanitaire, 2019.

UNICEF-RDC, Rapport annuel, 2018.