



Munich Personal RePEc Archive

Public funding of health expenditure and infant survival in Togo

ATAKE, Ezzo - Hanam

University of Lome (Togo), Faculty of Economics and Management

20 September 2014

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/59516/>

MPRA Paper No. 59516, posted 28 Oct 2014 01:26 UTC

Financement Public des dépenses de santé et survie infantile au Togo

ATAKE Esso – Hanam, PhD.

University of Lome (Togo)
Faculty of Economics and Management
P.O. Box: 30676, Phone: (00228) 91 56 94 33
Email: asylvestre22@yahoo.fr
atakesyl@gmail.com

Abstract

A review of health budgets reflects a budget shortfall in Togo. Togolese health facilities are characterized by a lack of qualified staff, obsolete technical equipment and outdated health infrastructure. The rate of hospital attendance which was 60% in 1990, declined to 31% in 2010. Barely half of all deliveries occur in health facilities (47,1%). From 2008 to 2012, an average annual increase by more than 10% in the number of inpatient deaths has been observed. These health indicators have led us to examine the effect of public financing of health expenditures on the production of health care over the period 1980-2010.

We chose the one-step method of Hendry due to the stationarity of the long term equation's residues. Our results show that, in the context of Togo, there is a required level of financial resources for the effects on the production of health care to be apparent. Below a certain threshold, operating expenditures are counterproductive. However, regardless of their level, an increase in public health's expenditures oriented towards rehabilitation and buildings building, the purchase of equipment and medical and technical materials, rolling' materials lead to a higher child survival. In addition, when the governance and quality of institutions improve, both the effects of public financing of health expenditures and the official development assistance on child survival grow and are statistically positive. The literacy policies for women result in the reduction of the demand for children and lead to improvements in the use of pre and postnatal care.

Tags: child survival, health expenditure, governance, literacy, threshold effect.

1. Introduction

Situé en Afrique de l'Ouest et membre de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africain (UEMOA), le Togo fait partie du groupe des Pays les Moins Avancés (PMA) avec une population évaluée à 6 191 155 habitants (DGSCN, 2012). L'incidence de la pauvreté est passée de 61,7% en 2006 à 58,7% en 2011 (Coulombe Harold, Male Chata, Gentry Akoly, & kokou, 2012). Cette incidence relativement élevée est un phénomène surtout rural avec plus de 73% de la population se trouvant sous le seuil de pauvreté. La crise sociale et économique qu'a connue le Togo sur la période 1990 – 2007 a entraîné une baisse d'investissement public qui est passé de 13,8% du PIB en 1990 à 3,3% du PIB en 2005 après avoir atteint un niveau plancher de 1,1% en 2003 (Ministère de la Santé, 2009). Ce faible niveau d'investissement public a entraîné une baisse considérable des capacités de production et un ralentissement de la croissance économique. Le taux de croissance du PIB réel est estimé à 2,5% en 2004 ; 1,3% en 2005 et 1,9% en 2006 (Banque Mondiale, 2010). Cette situation économique est lourdement ressentie sur le financement du secteur de la santé.

L'examen des budgets alloués à la santé traduisent une insuffisance budgétaire. Le pourcentage du budget alloué à la santé est passé de 8,3 % en 1991 à 5,7% en 2000 puis à 4% en 2010 (Ministère de la Santé, 2010). Ces allocations sont loin des engagements faits par les Chefs d'Etats au sommet d'Abuja en 2000 qui recommandaient une allocation de 15% du budget général des Etats à la santé. Comme conséquence, le budget de la santé par habitant n'augmente guère de façon considérable. De 2 507 FCA en 2005, le budget de santé par habitant est passé à 2 745 puis à 2 904 CFA en 2006 et 2007. Une baisse considérable a été constatée entre 2009 et 2010. Le budget de santé par habitant est passé respectivement de 11 209 FCFA à 3 072 (Ministère de la Santé, 2010). Ces chiffres sont très insuffisants au regard du coût moyen estimé du Paquet Minimum d'Activités (PMA). Selon la Banque Mondiale, le coût d'un PMA adapté à l'épidémiologie subsaharienne est estimé entre 7 000 et 9 000 FCFA par an et par habitant. De plus, l'examen des engagements financiers révèle que l'essentiel des ressources du Ministère de la Santé est consacré aux dépenses de personnel, et ce, au détriment des dépenses d'entretien, de matériel et de médicament (Ministère de la Santé, 2006).

De plus, même si le Togo est pourvue en infrastructures sanitaires, nombre de ces formations sanitaires sont vétustes. En 1995, l'état des infrastructures sanitaires réalisé a mis en évidence que 81% d'entre elles nécessitaient des travaux de réfections simples, de réhabilitations ou de constructions (Ministère de la Santé, 2006). Depuis, la situation ne s'est guère améliorée de manière significative. Le diagnostic du système sanitaire et de l'état de santé de la population a révélé que le grand projet de réhabilitation et d'extension des infrastructures sanitaires financé par la Banque Africaine de Développement n'a pu se réaliser avec succès (Ministère de la Santé, 2006). Par ailleurs, on note un état désastreux des équipements. Les formations sanitaires togolaises se caractérisent par une absence de personnel qualifié, des équipements techniques obsolètes et une vétusté des infrastructures sanitaires (Ministère de la Santé, 2010).

Les équipements de la logistique de chaîne de froid en particulier les containers à pétrole, les réfrigérateurs et les congélateurs sont en général insuffisants par rapport aux besoins et exigences d'une bonne couverture vaccinale poursuivie par la politique nationale (Ministère de la Santé & OMS, 2004). De même, les infrastructures dévolues à des technologies spécifiques comme les laboratoires d'analyses biologiques et les centres de transfusion sanguine sont également préoccupantes. En outre, la majorité des hôpitaux de districts n'ont plus d'ambulance pour la référence en cas d'urgence.

Ces problèmes auxquels est confronté le système sanitaire se répercutent directement sur la demande de soins. Les statistiques sanitaires montrent clairement une baisse significative des principaux services offerts dans les établissements de santé publics. Le taux de fréquentation des hôpitaux a

connu une chute drastique depuis 1990. De 60% en 1990, le taux de fréquentation des hôpitaux est passé de 23,8% en 2000 puis à 31% en 2010 (Ministère de la Santé, 2010).

Dans le Plan National de Développement Sanitaire (2009-2013), il est noté que le taux de couverture en consultation post-natale est resté faible sur l'ensemble du pays et varie entre 9,5 % et 39,4 % (Ministère de la Santé, 2009). Sur le plan national, à peine la moitié des accouchements se font dans les formations sanitaires (47,1%) (M. C. Coulombe Harold, Gentry Akoly, Amouzouvi kokou, 2006). Selon les régions, le taux d'accouchements assistés varie entre 37,1% et 59,9%. Selon M. C. Coulombe Harold, Gentry Akoly, Amouzouvi kokou (2006), le recours au service des médecins reste toujours faible (12% en 2006 contre 16% en 2011). Selon les quintiles de bien-être du milieu rural, le recours aux médecins reste moins populaire même dans les quintiles les plus riches. Sur le plan national, environ 42,2% des ménages ont déclaré avoir accès aux structures de santé. On note donc une baisse de 20% par rapport à 2006 où ce taux était à 62%. Le nombre de décès augmente d'année en année. Le taux de mortalité hospitalière a augmenté de 25,81% de 2005 à 2010 (Ministère de la Santé, 2010).

Ces indicateurs de santé nous ont conduits à nous intéresser à l'effet du financement public des dépenses de santé sur la production de soins de santé. Il est pertinent de vérifier, dans le contexte togolais, si le niveau du financement public actuel alloué au secteur de la santé est productif. A notre connaissance aucune étude n'a été réalisée à ce sujet.

Ces axes de réflexion sont traités en se fixant **deux objectifs** :

- (i) Analyser l'effet du financement public des dépenses de santé sur la survie infantile;
- (ii) Vérifier si les ressources publiques allouées aux dépenses de salaire, aux primes de garde et astreintes et aux émoluments hospitaliers sont plus réussies d'augmenter la survie infantile que les dépenses de construction des locaux, de réhabilitation, d'entretien, d'achat d'équipements, de matériaux médico-techniques et des matériaux roulants.

Pour ce faire, nous présentons, tour à tour, les évidences empiriques sur la question, le modèle estimé, les variables utilisées, l'estimation du modèle et l'interprétation des résultats obtenus.

2. Quelques évidences empiriques sur l'effet du financement ou des dépenses de santé sur la production de soins de santé.

Une importante littérature (Filmer & Pritchett, 1997, 1999; H. Gupta & A. Baghel, 1999; Mazumder, 2008; Musgrove, 1996) a essayé, ces dernières années, de déterminer les relations qui peuvent exister entre les dépenses de santé et les productions obtenues (la mortalité infantile et la mortalité infanto-juvénile). Certaines études ont montré que les dépenses de santé n'ont aucun impact sur la production de soins de santé. Pour d'autres, l'impact est limité et enfin une troisième catégorie d'étude a montré qu'il existe un impact mais seulement sur des interventions spécifiques.

- Absence d'effet des dépenses de santé sur la mortalité infantile et infanto-juvénile

Musgrove (1996) a résumé les résultats issus des premières études sur la question. Il aboutit aux résultats selon lesquels les dépenses de santé n'ont aucun impact sur la mortalité infantile. De même, Filmer and Pritchett (1997), à partir d'une investigation empirique, ont apporté une preuve sur le fait que les dépenses publiques de santé ne sont pas un facteur déterminant dans la réduction de la mortalité infantile. Ces auteurs estiment que ce sont des variables telles que le revenu, l'inégalité des revenus, l'éducation des femmes, le degré de fragmentation ethnolinguistique qui expliquent la quasi-totalité de la variation de la mortalité infantile dans les pays. Sur la base de ces résultats, ces auteurs ont soutenu que ce sont des politiques qui encouragent la croissance économique, la réduction de la pauvreté, la réduction de l'inégalité des revenus et l'accroissement du niveau d'éducation des femmes

qui devraient être soutenues dans l'optique de la réduction de la mortalité infantile plutôt qu'une augmentation des dépenses publiques de santé. Des résultats similaires ont été trouvés par d'autres (Kim & Moody, 1992; Musgrove, 1996). Burnside and Dollar (1998) n'ont trouvé également aucune relation significative entre les dépenses de santé et la variation de la mortalité infantile dans des pays à faibles revenus.

En utilisant un modèle similaire à celui de (Filmer & Pritchett, 1997, 1999), Wagstaff, Bustreo, Bryce, and Claeson (2004) ont montré que l'élaboration de bonne politique et les institutions de qualité sont des déterminants importants de l'impact des dépenses publiques de santé sur les productions du secteur de la santé. Plus spécifiquement, selon ces auteurs, lorsque la gouvernance et la qualité des institutions s'améliorent, l'impact des dépenses publiques sur la mortalité maternelle, la mortalité infanto juvénile, le poids des enfants en dessous de la normale, la mortalité liée à la tuberculose s'accroît et est statistiquement positive.

- *Une relation à la fois positive et négative entre les dépenses de santé et la mortalité infantile, infanto-juvénile et maternelle*

Certaines études ont montré, cette dernière décennie, qu'il existe une relation positive entre les dépenses de santé et la production de soins de santé (Baldacci, Guin-Siu, & Mello, 2003; Berger & Messer, 2002). D'autres, par contre, ont prouvé le contraire (Filmer & Pritchett, 1999; Thornton, 2002). D'autres encore tels que Baldacci et al. (2003) ont remarqué que leurs résultats dépendaient des types de données et des méthodes d'estimation utilisées. Enfin, une dernière catégorie a montré que la contribution des dépenses de santé sur l'état de santé de la population mesurée par la mortalité infantile ou la mortalité maternelle est moindre voire statistiquement non significative (Filmer, Hammer, & Pritchett, 1998; Filmer & Pritchett, 1997; Kim & Moody, 1992; McGuire, Parkin, Hughes, & Gerard, 1993; Musgrove, 1996) Toutefois, toutes ces études s'accordaient sur la relation positive qui existe entre le revenu réel par habitant et la production de soin de santé.

Utilisant des données de 50 pays en développement et des pays en transition observés en 1994, H. Gupta and A. Baghel (1999) ont constaté que les dépenses de santé réduisent les taux de mortalité infantile. En se servant des modèles spécifiques d'offre de soins de santé et en utilisant des données de 20 pays de l'OCDE sur la période 1960 - 1992, Berger and Messer (2002) ont examiné les effets du financement public des dépenses de santé, de l'assurance maladie et d'autres facteurs sur la production de soins de santé. Ils ont découvert que le taux de mortalité dépend simultanément des dépenses de santé et du choix du système d'assurance maladie. Plus particulièrement, une augmentation de la part du financement public consacré aux dépenses de santé a entraîné une hausse du taux de mortalité. Ces auteurs concluent donc que les pays qui souhaiteraient augmenter leurs dépenses de santé devraient éviter d'augmenter la part du financement public.

Khaleghian and Gupta (2005), à partir d'une étude élaborée sur 70 pays, ont montré que les dépenses publiques de santé jouent un rôle très important pour les plus pauvres dans les pays à faibles revenus que dans les pays à revenus élevés tout en précisant que les rendements des dépenses de santé étaient plus élevés dans les pays à revenu élevé. De leur côté, Harttgen and Misselhorn (2006) ont montré que l'accès aux infrastructures de santé réduit de façon importante la mortalité infantile et que les facteurs socio-économiques représentent les principaux déterminants des productions obtenues dans le secteur de la santé (Nolte & McKee, 2004; ST LEGER, 2001).

Par ailleurs, une amélioration du statut socio-économique, plus particulièrement l'amélioration du niveau d'éducation des femmes améliore la survie infantile au Nigéria (Caldwell, 1979), en Costa Rica (Haines & Avery, 1982) et au Nicaragua (Sandiford, Cassel, Montenegro, & Sanchez, 1995) etc.

Les études menées en Afrique Subsaharienne ont montré également des résultats mitigés à la fois au niveau des pays pris isolément qu'au niveau des panels de pays.

Ssewanyana and Younger (2008) ont constaté qu'en Ouganda, l'augmentation des dépenses de santé, en particulier dans la vaccination, aura un impact positif sur la mortalité infantile en 2015. 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.

Baldacci et al. (2003), Gupta, Verhoeven, and Tiongson (2002) ont constaté à partir des investigations empiriques que les dépenses sociales jouent un rôle considérable sur les productions des secteurs sanitaire et éducatif. Ces études ont montré que les dépenses d'éducation ont plus d'effet sur les indicateurs de développement humain que les dépenses de santé. Cette relation positive entre les dépenses sociales et les indicateurs de développement humain a été également vérifiée par les études de Anand and Ravallion (1993), Hojman (1996), Bidani and Ravallion (1997). Ces auteurs ont montré en effet que les dépenses publiques de santé ont un impact positif sur l'état de santé des populations pauvres.

Bokhari, Gai, and Gottret (2007) ont fourni également d'importants résultats à partir d'une investigation empirique sur la relation pouvant exister entre le revenu par habitant et la mortalité infanto-juvénile et maternelle. Ces auteurs 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.

Enfin, en utilisant les Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS), (Wang et al., 2002) examine les déterminants de la santé dans les pays à faible revenu, tant au niveau national, qu'aux niveaux des zones rurales et urbaines. Il constate que les dépenses de santé publiques au niveau national réduisent de façon significative la mortalité infantile.

De ce qui précède, il serait pertinent de chercher à vérifier dans le contexte togolais si les dépenses de santé exercent une influence significative sur la production de soins de santé.

3. Cadre conceptuel et méthodologie

Nous présentons dans cette partie le modèle à estimer, la nature des variables et les données.

3.1. Spécification du modèle

L'équation structurelle permettant d'examiner l'effet du financement public sur l'offre de soins de santé peut être de manière générale représentée sous la forme suivante :

$$Y_t = f(H_t, X_t) \quad (1)$$

Où Y_t représente l'indicateur de production de soins de santé reflétant le statut de l'état de santé de la population ; H_t représente le financement public du secteur de la santé et X_t les variables de contrôle socio-économiques.

Sala-i-Martin (1997) spécifie un modèle de régression générale dans l'étude des déterminants de la mortalité infantile et infanto-juvénile. Le modèle spécifié se présente comme suit :

$$Y_t = \alpha + \beta_{I,J}I + \beta_{M,J}M + \beta_{Z,J}Z + \varepsilon_t \quad (2)$$

Avec Y le vecteur des variables dépendantes représenté par la mortalité infantile et infanto-juvénile ; X une série de variable communément utilisées dans les régressions, M d'autres variables d'intérêt et Z

un vecteur de variables explicatives supplémentaires expliquant de manière significative dans la littérature la mortalité infantile et infanto-juvénile.

Les principaux indicateurs approximant la production de soins de santé dans la littérature sont la mortalité infantile, la mortalité infanto-juvénile, la mortalité maternelle, l'espérance de vie etc. Toutefois, un certain nombre de questions apparaissent dès lors que l'on se penche sur des indicateurs de développement tels que la mortalité infanto-juvénile ou encore l'espérance de vie. Le principal problème est de trouver une transformation appropriée de la variable approximant l'état de santé de telle sorte qu'elle reflète une mesure de la performance de santé.

Afin d'utiliser la mortalité des enfants ou l'espérance de vie comme des indicateurs de résultat du secteur de la santé, il convient de transformer ces variables pour qu'elles deviennent des indicateurs de performance. Comme indicateur, l'on pourrait utiliser soit *la survie infanto-juvénile*, soit *la survie infantile*.

Cette transformation notée Q permet d'obtenir un indice respectant le fait qu'il s'agisse d'un indicateur de performance. Plus on améliore l'indicateur retenu, plus l'amélioration marginale est difficile, et donc plus la performance en matière de santé est forte ($Q' > 0$, $Q'' > 0$).

Très peu d'études ont utilisé la survie infantile ou infanto-juvénile comme indicateur de résultat des systèmes de santé, bien que la survie infanto-juvénile soit souvent considérée comme l'un des indicateurs bruts les plus pertinents du « développement humain » (WHO Commission on Macroeconomics and Health, 2001).

Faute de disponibilité de données sur la mortalité infanto-juvénile, nous avons utilisé comme indicateur de performance du secteur de la santé *la survie infantile (SI)*.

Etant donné que la mortalité infantile correspond au rapport entre le nombre d'enfants morts avant l'âge d'un an et le nombre total d'enfants nés vivants exprimée pour 1 000 naissances (%), la survie infantile est ainsi évaluée :

$$SI = 1\ 000 - \text{Mortalité infantile}.$$

En s'inspirant des équations (1) et (2), l'effet des allocations budgétaires sur la survie infantile peut être estimé par l'équation suivante :

$$SI = f(H_t, X_t) \quad (3)$$

Où H_t représente un vecteur de variables explicatives relatives au financement public du secteur (la part du budget alloué au secteur de la santé, les dépenses d'investissement, les dépenses de fonctionnement et l'Aide Publique au développement (APD)).

X_t un vecteur de variable de contrôle socio-économique (le taux d'alphabétisation des femmes, la population urbaine, émission du dioxyde de carbone, le PIB réel par habitant et un indicateur de bonne gouvernance)

3.2. Présentation des variables et modèles à estimer.

Cette section s'intéresse à la justification du choix des variables et à la présentation des variables.

3.2.1. Présentation des variables

La survie infantile s'explique par des conditions sanitaires lors de la grossesse et de l'accouchement mais aussi par la fourniture de soins aux nouveau-nés. Ainsi des techniques comme la vaccination, l'administration d'antibiotiques lors d'infections et la réhydratation lors des diarrhées évitent à beaucoup d'enfants de décéder.

Les dépenses publiques de santé ont un effet mitigé sur l'offre de soins de santé (Filmer & Pritchett, 1997, 1999; H. Gupta & A. Baghel, 1999; Mazumder, 2008). Toutefois, dans les pays en développement l'impact est positif sur la mortalité maternelle et infantile (Bokhari et al., 2007; Ssewanyana & Younger, 2008).

En absence de données sur les dépenses publiques de santé sur une longue période, nous approximations les approximations par la part du budget alloué au secteur de la santé.

La Bonne Gouvernance apparaît, très souvent, comme un critère prépondérant pour aider les autorités à corriger les faiblesses dans la gestion et à améliorer la performance productive des unités de décision. En Tanzanie, par exemple, il a été montré que les absences inexplicables et le temps passé au repos, à des contacts sociaux et à attendre des patients réduisent les niveaux d'efficacité technique de 26% (Kurowski, Wyss, Abdulla, & Mills, 2007). On estime qu'au moins 50% du matériel médical des établissements de santé dans les pays en voie de développement est en partie utilisable ou totalement inutilisable (Issakov, 1994). En Afrique subsaharienne, jusqu'à 70% du matériel médical n'est pas utilisé. Une étude de l'organisation mondiale de la santé sur dix-huit pays à revenus faible et moyen a montré que dans des hôpitaux de district, seuls 55% des lits étaient occupés en moyenne, bien en dessous du niveau recommandé de 80 à 90% (Chisholm & Evans, 2010).

L'alphabétisation des femmes est un important déterminant de la santé du ménage surtout par rapport aux soins pré et post natal dans les pays en développement. Baldacci et al. (2003), Schultz (1993a) ont montré le rôle déterminant de l'alphabétisation des femmes sur l'état de santé des nourrissons et des enfants ainsi que sur la population en générale.

Woods (2003) a constaté que **les facteurs démographiques tels que la localisation rurale ou urbaine** affecte la production de soins de santé. En outre, Schultz (1993b) a révélé que le taux de mortalité est plus élevé parmi la population rurale à faible revenu, les ménages agricoles que ceux vivants dans les milieux urbains dont l'accès à la santé est généralement meilleur.

Gupta et Baghel (1999) ont expliqué que l'état de santé de la population s'améliore à mesure que le **revenu par habitant augmente**, ce qui suggère que l'augmentation du revenu serait associée à une baisse de la mortalité infantile.

Plusieurs partenaires au développement participent aux interventions et au financement du secteur de la santé. Selon le Ministère de la Santé and OMS (2004), le Togo dépend essentiellement de l'aide extérieure pour le financement de son capital fixe. Près de 70% des investissements proviennent du secteur public. Cependant, 80% des investissements publics sont financés par l'aide extérieure sous forme de dons et de prêts (Ministère de la Santé & OMS, 2004). L'Aide extérieure devrait donc influencer la production de soins de santé au Togo. Par manque de données disponibles sur l'aide extérieure au secteur de la santé nous utilisons la valeur globale de **l'Aide publique au Développement**.

Les émissions de dioxyde de carbone sont celles qui émanent de la combustion de combustibles fossiles et de la fabrication de ciment. Elles comprennent les émissions de dioxyde de carbone produites lors de la consommation de combustibles solides, liquides et gazeux et de torçage. Ces émissions de CO₂ auraient des effets négatifs sur l'environnement et donc des effets néfastes sur la santé de la mère, de l'enfant et de la population en générale.

En somme, la production de soins de santé approximée par la survie infantile est expliquée par des variables telles que les allocations budgétaires aux secteurs de la santé, les dépenses publiques d'investissement et de fonctionnement en santé, le revenu réel par tête, le taux d'alphabétisation des

femmes, l'Aide Publique au Développement, la population urbaine, la bonne gouvernance et les émissions du CO₂.

3.2.2. Spécification empirique du modèle à estimer

L'équation générale du modèle à estimer se présente sous la forme :

$$SI = f(BAS, APD, TAF, PURB, EDC, PIBRH, BG) \quad (4)$$

Afin d'identifier les impacts spécifiques des différentes composantes des dépenses de santé, une désagrégation simple a été effectuée, permettant d'isoler les dépenses d'investissement des dépenses de fonctionnement en santé.

$$SI = f(DI, DF, APD, TAF, PURB, EDC, PIBRH, BG) \quad (5)$$

Où *SI* représente la survie infantile.

Les variables explicatives sont :

BAS : La part du budget alloué au secteur de la santé

DI : Les dépenses d'Investissement. Ces dépenses d'investissement représentent les dépenses destinées aux constructions et réhabilitation de bâtiments, aux achats d'équipements, de matériel médico-technique, de matériel roulant etc.

DF : Les dépenses de fonctionnement. Ce sont les salaires, les primes de garde et astreintes, les émoluments hospitaliers etc.

APD : L'Aide Publique au Développement

TAF : Le Taux d'alphabétisation des femmes

PURB : La population urbaine

EDC : Emission de dioxyde de carbone

PIBRH : Le Produit intérieur brut par habitant.

BG : Indicateur de bonne gouvernance

Toutefois, les études empiriques optent généralement pour l'approche non linéaire dans l'étude des effets du financement sur la production. Deux approches non linéaires figurent en référence : il s'agit de la fonction quadratique et de la fonction spline. Nous utilisons, dans un second temps, la première approche qui repose sur l'hypothèse selon laquelle, en deçà d'un certain seuil, le financement alloué au secteur de la santé est contre-productif. La spécification du modèle quadratique est élaborée comme suit :

$$SI = f(BAS, BAS^2, APD, TAF, PURB, EDC, PIBRH, BG) \quad (6)$$

Enfin, nous mesurons l'effet des *variables interactives*, d'une part, entre le financement public alloué au secteur de la santé et la bonne gouvernance et, d'autre part, entre l'aide publique au développement et la bonne gouvernance sur la survie infantile en supposant que ces variables constituent de bons canaux de transmission. Ceci nous renvoie à la spécification suivante :

$$SI = f(BAS, BAS * BG, APD, APD * BG, TAF, PURB, EDC, PIBRH, BG) \quad (7)$$

3.3. Sources de données

Cette étude porte sur la période 1980 – 2010.

Les données relatives à la survie infantile sont calculées à partir des données de la mortalité infantile extraites de la base de données de la BAD. Les données relatives aux taux d'alphabétisation des femmes, à la population urbaine, au PIB réel par habitant sont issues également de la base de données

de la BAD. Celles relatives à la part du budget allouée au secteur de la santé, aux dépenses d'investissement et de fonctionnement proviennent du service budget du Ministère de la Santé. Celles concernant l'émission du dioxyde de carbone et l'APD sont extraites du World Development Indicators.

Enfin, la variable relative à la bonne gouvernance provient du POLICY IV. Cette variable est très pertinente du fait qu'elle mesure les qualités concomitantes des autorités démocratiques et autocratiques qui régissent les institutions plutôt que les formes discrètes et mutuellement exclusifs de la gouvernance. Cette variable est mesurée par des scores sur une échelle de 21 points allant de -10 (monarchie héréditaire) à +10 (démocratie consolidée).

4. Estimation des modèles et présentation des résultats

4.1. Etude de la stationnarité des variables

Plusieurs tests sont présentés dans la littérature pour étudier la stationnarité des variables. Il s'agit des tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF), de Phillips Perron (PP), KPSS etc. Dans cette étude, nous faisons appel au test d'ADF.

Les résultats sont tels que présentés dans le Tableau 1. Les séries définies, à l'exception de l'émission du dioxyde de carbone et du taux d'alphabétisation des femmes sont non-stationnaires en niveau. Une régression linéaire avec des variables non stationnaires n'est pas valide. Régresser une série non stationnaire sur une autre série non stationnaire ne peut être une bonne idée que s'il existe une combinaison linéaire de ces deux séries qui est elle-même est stationnaire (on dit alors que les séries sont cointégrées).

Tableau 1: Stationnarité sur les variables du modèle

Variables	Retard	En niveau				Première différence				Ordre d'intégration
		ADFC		ADFT		ADFC		ADFT		
		Empirique	Théorique	Empirique	Théorique	Empirique	Théorique	Empirique	Théorique	
SI	2	-0,33	-2,98	-2.05	-3,6	-4.12	-2,98	-4.03	-3,6	I(1) +c
LAPD	1	-1.56	-2,96	-1.85	-3,57	-5,96	-2,97	-5.85	-3,58	I(1)
LBAS	0	-1.47	-2,96	-3.26	-3,57	-6.29	-2,97	-6.19	-3,58	I(1) +c
LDF	2	-1.44	-2,96	-3.35	-3,57	-6.67	-2,97	-6.57	-3,58	I(1) +c
LDI	1	-2.44	-2,96	-2.71	-3,57	-6.19	-2,97	-6.07	-3,58	I(1)
LEDC	1	-0.78	-2,96	-4.04	-3,57		I(0) +t+c
LPIBR	1	-2,02	-2,96	-2.90	-3,57	-7.89	-2,97	-7.63	-3,58	I(1) +c
LPURB	2	-1	-2,96	-2.21	-3,57	-6,55	-2,97	-6,74	-3,58	I(1) +c
TAF	1	-0.7		-5.87			I(0) +t+c
DEMO	1	-1.41	-2,97	-2,51	-3,58	-2,78	-2,97	-2,62	-3,58	I(1)

Source : élaboré par l'auteur

Pour vérifier l'existence de cointégration entre ces variables, nous exécutons le test de cointégration de Johansen (1991).

4.2. Test de cointégration

Le test de cointégration résumé dans le tableau 2 montre qu'il existe 2 relations de cointégration entre les variables du modèle. La statistique de la trace est largement supérieure à la statistique critique au seuil de 5 % pour les deux premières valeurs propres. Le rang de la matrice de cointégration vaut donc 2. L'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de relation de cointégration entre les variables n'est pas acceptée.

Tableau 2 : Résultats du test de la trace sur les variables

Hypothèse nulle	Valeurs propres	Trace statistique	Valeur critique	Prob**
R=0	0.941901	231.6626	159.5297	0.0000
R=1	0.899535	151.9854	125.6154	0.0005
R=2	0.633709	87.64294	95.75366	0.1586
R=3	0.558649	59.52181	69.81889	0.2503
R=4	0.452735	36.62017	47.85613	0.3657
R=5	0.329116	19.74117	29.79707	0.4405
R=6	0.224690	8.564736	15.49471	0.4071
R=7	0.050093	1.438949	3.841466	0.2303

Source : élaboré par l'auteur

L'observation des résultats du test de la valeur propre maximale montre que pour les deux premières hypothèses nulles, la trace statistique de la valeur propre calculée est supérieure au seuil retenu : on rejette l'hypothèse nulle de cointégration à 5%. Par contre, on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle il existe au moins deux relations de cointégration entre les sept variables.

Tableau 3: Résultats du test de la valeur propre maximale

Hypothèse nulle	Valeurs propres	Trace statistique	Valeur critique	Prob**
R=0	0.941901	79.67722	52.36261	0.0000
R>1	0.899535	64.34244	46.23142	0.0002
R>2	0.633709	28.12113	40.07757	0.5532
R>3	0.558649	22.90164	33.87687	0.5380
R>4	0.452735	16.87900	27.58434	0.5904
R>5	0.329116	11.17644	21.13162	0.6297
R>6	0.224690	7.125787	14.26460	0.4744
R>7	0.050093	1.438949	3.841466	0.2303

Source : élaboré par l'auteur à partir des résultats extraits d'Eviews5

4.3. Validation du modèle

Il s'agit de tester la qualité des résidus et la stabilité du modèle.

- Tests de qualité des résidus.

Pour étudier la qualité des résidus nous utilisons les tests de Breusch (1978), Godfrey (1978) et de Jarque-Bera. Pour détecter des éventuelles relations d'autocorrélation des résidus estimés, on utilise le test de Breusch-Godfrey.

Le tableau 4 montre des statistiques calculées du test avec des probabilités largement supérieur à 5%. On ne peut donc pas rejeter l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des erreurs. Le modèle est donc un bruit blanc. La probabilité associée à la statistique de Jarque-Bera est supérieur à 5%. L'hypothèse nulle de normalité des résidus est donc acceptée.

Tableau 4: test de la qualité des résidus

Test de Breusch-Godfrey		
Lags	LM-Stat	Prob
1	0.272210	0.992011
2	0.474717	0.917817
Test de normalité de Jarque et Berra		
	J-B statistic	Prob
Jarque-Berra	4,77	0,092

Source : élaboré par l'auteur

- **Le test de spécification de Ramsey**

D'après les résultats du test de Ramsey (tableau 5), la forme fonctionnelle du modèle est bonne. La probabilité associée au F-Statistic est de 0,3886. Cette probabilité est largement supérieure au seuil de signification 0,05. On ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle le modèle a une forme fonctionnelle correcte.

Tableau 5 Test de spécification de Ramsey

Ramsey Test:		
		Prob
F-statistic	3.94148	0.3886
Log likelihood ratio	5.31779	0.490143

Source : élaboré par l'auteur

- **Les tests Cusum et Cusum of Square**

Les résultats montrent que la série reste dans le corridor. Ce qui permet d'avancer que les paramètres estimés au seuil de 5% sont structurellement stables. Mais de 2002 en 2005, la série va au-delà d'une des droites. Il s'agit d'une quasi-instabilité conjoncturelle.

Les différents tests sur les résidus et sur la stabilité du modèle confirment la validité du modèle dans la mesure où il conduit à une situation d'équilibre stable et présente des caractéristiques qui font de lui un modèle économétriquement intéressant.

Enfin, il convient d'ajouter que le modèle jouit également de bonnes performances prévisionnelles (figue 1). De même, le theil inequality coefficient est sensiblement égale à zéro. Ces statistiques montrent que le modèle est bon et que le modèle à correction d'erreur a de bonnes performances prévisionnelles.

4.4. Estimation du modèle à correction d'erreur : modèle de Hendry

Les procédures relatives à la méthode en deux étapes d'Engle et Granger (1987) sont souvent recommandées. Toutefois, la méthode en une étape de Hendry (2001) se révèle également adaptée, du fait du caractère stationnaire des résidus de l'équation de long terme. Le modèle générale à la Hendry à estimer est le suivant :

$$D(LSI) = \beta_0 + \beta_1 TAF + \beta_2 LEDC + \beta_3 D(LAPD) + \beta_4 D(LBAS) + \beta_5 D(demo) + \beta_6 D(LPURB) + \beta_7 D(LPIRB) + \beta_8 LSI_{t-1} + \beta_9 LAPD_{t-1} + \beta_{10} LBAS_{t-1} + \beta_{11} LEDC_{t-1} + \beta_{12} LPURB_{t-1} + \beta_{13} LPIRB_{t-1} + \beta_{14} TAF_{t-1} + \beta_{15} demo_{t-1} + u_t$$

Où D est l'opérateur de différence première défini par : $D(X_t) = X_t - X_{t-1}$

Les coefficients $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7$ représentent la dynamique de court terme. Et les coefficients $\beta_9, \beta_{10}, \beta_{11}, \beta_{12}, \beta_{13}, \beta_{14}, \beta_{15}$ caractérisent l'équilibre de long terme. Le coefficient β_8 est le coefficient de correction d'erreur. Le coefficient β_0 représente la constante du modèle.

Les élasticités de court terme sont : $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7$

Les élasticités de long terme sont : $-\frac{\beta_9}{\beta_8}, -\frac{\beta_{10}}{\beta_8}, -\frac{\beta_{11}}{\beta_8}, \dots, -\frac{\beta_{15}}{\beta_8}$

La désagrégation des dépenses de santé en dépenses d'investissement et dépenses de fonctionnement en santé permet d'avoir le second modèle suivant :

$$D(LSI) = \beta_0 + \beta_1 TAF + \beta_2 LEDC + \beta_3 D(LAPD) + \beta_4 D(LDF) + \beta_5 D(demo) + \beta_6 D(LPURB) + \beta_7 D(LPIRB) + \beta_8 D(LDI) + \beta_9 LSI_{t-1} + \beta_{10} LAPD_{t-1} + \beta_{11} LDF_{t-1} + \beta_{12} LEDC_{t-1} + \beta_{13} LPURB_{t-1} + \beta_{14} LPIRB_{t-1} + \beta_{15} LDI + \beta_{16} TAF_{t-1} + \beta_{17} demo_{t-1} + u_t$$

La prise en compte de l'effet de seuil et des variables interactives conduit aux modèles suivants :

$$D(LSI) = \beta_0 + \beta_1 TAF + \beta_2 LEDC + \beta_3 D(LAPD) + \beta_4 D(LBAS) + \beta_5 D(LBAS^2) + \beta_6 D(demo) + \beta_7 D(LPIRB) + \beta_8 (LPURB) + \beta_9 LSI_{t-1} + \beta_{10} LAPD_{t-1} + \beta_{11} LBAS_{t-1} + \beta_{12} LBAS^2_{t-1} + \beta_{13} LEDC_{t-1} + \beta_{14} LPURB_{t-1} + \beta_{15} LPIRB_{t-1} + \beta_{16} TAF_{t-1} + \beta_{17} demo_{t-1} + u_t$$

$$D(LSI) = \beta_0 + \beta_1 TAF + \beta_2 D(LAPD * BG) + \beta_3 D(LBAS * BG) + \beta_4 D(LPURB) + \beta_5 D(LPIRB) + \beta_6 LSI_{t-1} + \beta_7 (LAPD * BG)_{t-1} + \beta_8 (LBAS * BG)_{t-1} + \beta_9 LPURB_{t-1} + \beta_{10} LPIRB_{t-1} + \beta_{11} TAF_{t-1} + u_t$$

4.5. Résultats et discussion

Les résultats indiquent que la variation de la survie infantile est expliquée à 67,038% par les variables du modèle (Tableau 6).

Tableau 6: Résultats et discussions (paramètre de court terme)

Variables			
Paramètre de Court terme			
	Coefficient	Std. error	Probabilité
C	588.3155	208.2217	0.0165
TAF	0.239146	0.125685	0.0836
LEDC	-2.361442	3.242145	0.4816
D(DEMO)	0.573187	0.419409	0.1990
D(LAPD)	-1.731932	1.314975	0.2146
D(LDI)	2.669716	0.772157	0.0054
D(LDF)	-2.007065	3.008381	0.5184
D(LPIBRH)	5.067255	2.381632	0.0568
D(LPURB)	-4.012052	5.839443	0.5077
D(LBAS)	5.118875	2.740715	0.0845
D(BAS2)	1.72E-23	2.94E-23	0.5644
D(LAPDDEMO)	0.000181	9.27E-05	0.0657
D(LBUDEMO)	-0.000187	0.000102	0.0827
Paramètre d'ajustement			
SI (-1)	-0.501778	0.250877	0.0708

Source : élaboré par l'auteur à partir des résultats extraits d'Eviews5

A long terme, la part du budget alloué à la santé n'exerce aucun effet sur la survie infantile. 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%. Ces résultats vont dans le sens de ceux obtenus par Musgrove (1996), Filmer and Pritchett (1997) et de Burnside and Dollar (1998). Ces auteurs ont abouti aux résultats selon lesquels les dépenses publiques de santé ne sont pas un facteur déterminant dans la réduction de la mortalité 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. Ce résultat confirme ceux de Evans, Tandon, Murray, and Lauer (2001) qui ont montré qu'il existerait dans les pays à faible revenu un niveau minimum de dépenses de santé par tête en dessous duquel un système de santé ne puisse pas fonctionner et ne puisse donc pas être efficace.

D'intéressants résultats ont été obtenus après avoir désagrégé les dépenses de santé en dépenses d'investissement et en dépenses de fonctionnement en santé. Ces résultats montrent que les dépenses

de fonctionnement n'ont aucun effet sur la survie infantile à court terme. Autrement dit, une augmentation des salaires, des émoluments hospitaliers et des primes de garde et astreintes ne peut exercer un effet positif sur la survie infantile à court terme. A long terme, l'impact des dépenses de fonctionnement sur la survie infantile s'est avéré significatif et agit négativement sur la survie infantile.

Il est possible d'interpréter ce résultat par l'existence d'effets de seuil impliquant qu'en deca d'un certain seuil, les dépenses de fonctionnement sont contre-productives. Il s'avère donc nécessaire d'augmenter les dépenses de fonctionnement mais pas au détriment des dépenses d'investissement.

Tableau 7 : résultats et discussion (paramètre de long terme)

Variabiles			
Paramètre de long terme			
	Coefficient	Std. error	Probabilité
TAF (-1)	-0.062127	0.177564	0.7106
LAPD(-1)	-2.829832	0.306181	0.0660
LDI(-1)	2.898555	1.150813	0.0186
LDF (-1)	-11.46851	3.528926	0.0333
LPIBRH(-1)	6.752667	2.328816	0.0467
LPURB(-1)	-0.337167	6.326502	0.9561
LEDC(-1)	9.412619	4.503413	0.0246
LBAS(-1)	-0.239772	3.528926	0.9469
LBAS2(-1)	-2.35E-20	1.73E-23	0.3973
LAPDDEMO(-1)	3.188 E-3	9.24E-05	0.0567
LBUDEMO(-1)	3.56 E-4	0.000100	0.0517
Adjusted R-squared		0,670383	

Source : élaboré par l'auteur à partir des résultats extraits d'Eviews5

Les dépenses d'investissement améliorent en effet de façon considérable et significative la production de soins de santé. A court terme, une hausse des dépenses publiques de santé destinées aux réhabilitation et constructions des bâtiments, à l'achat des équipements et matériaux médico-techniques, aux matériaux roulants font augmenter la survie infantile. Il en est de même à long terme. Ces résultats traduisent le fait que de meilleurs jugements doivent être faits sur le budget à allouer et l'utilisation des ressources financières dans le secteur de la santé.

Par ailleurs, l'APD a un impact significatif, essentiellement à long terme sur la survie infantile. Mais l'impact s'est révélé être négatif. En effet, une hausse de l'APD conduit à une détérioration de la survie infantile. Ce résultat valide les multiples inquiétudes des donateurs d'aides qui se posent la question sur la nécessité d'accorder une aide importante aux gouvernements dont la performance des services est très faible (Word Développement report, 2004). L'impact négatif de l'APD sur la santé pourrait trouver une explication dans la qualité des institutions. Ceci pose les problèmes de gouvernance et d'affectation de l'aide.

Les résultats montrent, à cet effet que la variable interactive entre l'APD et la bonne gouvernance a un effet positif, statistiquement significatif, sur la survie infantile. Ces résultats nous amènent à conclure que la bonne gouvernance et l'augmentation de l'APD agissent de façon interactive et sont positivement associés à l'amélioration de la survie infantile. Il en est de même de la variable interactive entre le financement public et la bonne gouvernance. Le financement alloué au secteur de la et la bonne gouvernance influencent positivement, de manière interactive, la production de soins de santé.

On en déduit que lorsque la gouvernance et la qualité des institutions s'améliorent, l'effet du financement public des dépenses de santé et de l'APD sur la survie infantile s'accroît et est statistiquement positive. Ces résultats confirment ceux de Wagstaff et al. (2004) qui ont montré que

l'élaboration de bonne politique et les institutions de qualité sont des déterminants importants de l'impact des dépenses publiques de santé sur les productions du secteur de la santé.

Les autorités politiques doivent améliorer les indicateurs de gouvernance tels que la stabilité politique et la maîtrise de la corruption afin d'augmenter considérablement la survie infantile. Le système de santé devrait reposer sur un partage des responsabilités et favoriser la responsabilisation des différents acteurs.

En outre, l'alphabétisation des femmes influence positivement la survie infantile. Les politiques d'alphabétisation des femmes conduiraient à une grande accessibilité des femmes à l'information et à l'éducation sanitaire. Ceci entraînerait la réduction de la demande d'enfants et améliorerait les comportements de recours aux soins pré et post natus. L'éducation des femmes est très importante car elle contribue également à l'augmentation du temps salarié et de la productivité. Ces résultats sont conformes à ceux de Caldwell (1979) qui a montré dans le contexte nigérian qu'une amélioration du statut socio-économique, plus particulièrement l'amélioration du niveau d'éducation des femmes accroît la survie infantile.

Enfin, à 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. En effet, Bokhari et al. (2007) a 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.

Conclusion

L'utilisation effective de services de santé publics s'est considérablement réduite au cours des dernières années du fait de l'état précaire des bâtiments et équipements, mais surtout de la non-attractivité des centres liée à l'absence de qualité de services tels que l'accueil, la disponibilité du personnel, la disponibilité de médicaments et de matériel, etc.

En outre, les ressources financières dont dispose le secteur de santé public n'ont pas d'effet significatif sur la production de soins de santé. Le fait que le budget alloué à la santé n'exerce aucun effet significatif sur la survie infantile s'explique par le fait qu'il faut une masse critique de ressources pour que l'effet se fasse sentir. Il en est de même des dépenses de fonctionnement à travers la hausse des salaires, des émoluments hospitaliers. Cette étude montre non seulement que l'augmentation simultanée des dépenses publiques de fonctionnement et d'investissement améliorerait la survie infantile mais aussi que la recherche de l'efficacité technique devrait être l'objectif des hôpitaux publics dans un contexte d'insuffisance budgétaire.

L'impact négatif de l'APD sur la santé trouve une explication dans la qualité des institutions, ce qui pose le problème de l'efficacité de l'aide en présence d'institutions défaillantes.

La recherche d'efficacité technique du système de production de soins de santé, à travers une utilisation efficace des ressources financières, humaines et physiques disponibles devrait caractériser les politiques mises en œuvre. Dans ce contexte général d'insuffisance du financement, d'absence d'impact des dépenses publiques de santé, de pénurie de personnel, d'infrastructures défavorables, l'objectif d'amélioration de la performance technique des hôpitaux publics est primordial pour

permettre de réduire les coûts, d'améliorer la production et de rendre plus accessible et satisfaisante la fréquentation des hôpitaux publics à toutes les couches sociales de la population.

Enfin, Une façon également très importante pour le gouvernement d'améliorer la santé de la mère et de l'enfant est d'accroître les investissements dans l'enseignement, en particulier pour les mères et les jeunes filles.

Références

Anand, S., & Ravallion, M. (1993). Human development in poor countries: on the role of private incomes and public services. *The Journal of Economic Perspectives*, 133-150.

Baldacci, E., Guin-Siu, M. T., & Mello, L. D. (2003). More on the effectiveness of public spending on health care and education: a covariance structure model. *Journal of international development*, 15(6), 709-725.

- Berger, M. C., & Messer, J. (2002). Public financing of health expenditures, insurance, and health outcomes. *Applied Economics*, 34(17), 2105-2113.
- Bidani, B., & Ravallion, M. (1997). Decomposing social indicators using distributional data. *Journal of econometrics*, 77(1), 125-139.
- Bokhari, F. A., Gai, Y., & Gottret, P. (2007). Government health expenditures and health outcomes. *Health Econ*, 16(3), 257-273.
- Breusch, T. S. (1978). TESTING FOR AUTOCORRELATION IN DYNAMIC LINEAR MODELS*. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334-355.
- Burnside, C., & Dollar, D. (1998). *Aid, the incentive regime, and poverty reduction*: World Bank, Development Research Group, Macroeconomics and Growth.
- Caldwell, J. C. (1979). Education as a factor in mortality decline an examination of Nigerian data. *Population studies*, 395-413.
- Chisholm, D., & Evans, D. B. (2010). Improving health system efficiency as a means of moving towards universal coverage. *World health report*.
- Coulombe Harold, Male Chata, Gentry Akoly, & kokou, A. (2012). *Profil de Pauvreté du Togo (2006-2011)*. UNDP, Lomé, Togo.
- Coulombe Harold, M. C., Gentry Akoly, Amouzouvi kokou. (2006). *Profile de Pauvreté Togo*. PNUD-Togo.
- DGSCN. (2012). *Recensement Général de la Population et de l'Habitat au Togo*. Lomé-Togo.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Evans, D. B., Tandon, A., Murray, C. J., & Lauer, J. A. (2001). Comparative efficiency of national health systems: cross national econometric analysis. *BMJ*, 323(7308), 307-310.
- Filmer, D., Hammer, J. S., & Pritchett, L. (1998). *Health policy in poor countries: weak links in the chain* (Vol. 1874): World Bank Publications.
- Filmer, D., & Pritchett, L. (1997). *Child mortality and public spending on health: how much does money matter?* (Vol. 1864): World Bank Publications.
- Filmer, D., & Pritchett, L. (1999). The impact of public spending on health: does money matter? *Social science & medicine*, 49(10), 1309-1323.
- Gupta, H., & Baghel, A. (1999). Infant mortality in the Indian slums: case studies of Calcutta metropolis and Raipur city. *International Journal of Population Geography*, 5(5), 353-366.
- Gupta, H. S., & Baghel, A. (1999). Infant mortality in the Indian slums: case studies of Calcutta Metropolis and Raipur City. *International Journal of Population Geography*, 5(5), 353-366. doi: 10.1002/(SICI)1099-1220(199909/10)5:5<353::AID-IJPG156>3.0.CO;2-P
- Gupta, S., Verhoeven, M., & Tiongson, E. R. (2002). The effectiveness of government spending on education and health care in developing and transition economies. *European Journal of Political Economy*, 18(4), 717-737.
- Haines, M. R., & Avery, R. C. (1982). Differential infant and child mortality in Costa Rica: 1968–1973. *Population studies*, 36(1), 31-43.

- Harttgen, K., & Misselhorn, M. (2006). A multilevel approach to explain child mortality and undernutrition in South Asia and Sub-Saharan Africa: Discussion papers//Ibero America Institute for Economic Research.
- Hendry, D. F., & Juselius, K. (2001). Explaining cointegration analysis: Part II. *The Energy Journal*, 75-120.
- Hojman, D. E. (1996). Economic and other determinants of infant and child mortality in small developing countries: the case of Central America and the Caribbean. *Applied Economics*, 28(3), 281-290.
- Issakov. (1994). Health Care Equipment: a WHO Perspective. *A. Medical Devices: International Perspectives on Health and Safety Elsevier*.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1551-1580.
- Khaleghian, P., & Gupta, M. D. (2005). Public management and the essential public health functions. *World Development*, 33(7), 1083-1099.
- Kim, K., & Moody, P. M. (1992). More resources better health? A cross-national perspective. *Social science & medicine*, 34(8), 837-842.
- Kurowski, C., Wyss, K., Abdulla, S., & Mills, A. (2007). Scaling up priority health interventions in Tanzania: the human resources challenge. *Health Policy and Planning*, 22(3), 113-127.
- Mazumder, B. (2008). Does education improve health? A reexamination of the evidence from compulsory schooling laws. *Economic Perspectives*, 33(2), 1-15.
- McGuire, A., Parkin, D., Hughes, D., & Gerard, K. (1993). Econometric analyses of national health expenditures: can positive economics help to answer normative questions? *Health Econ*, 2(2), 113-126.
- Ministère de la Santé. (2006). *Diagnostic du système sanitaire et de l'état de santé de la population au Togo*. Mineola, N.Y.: Dover Publications.
- Ministère de la Santé. (2009). *Plan National de Développement Sanitaire* Ministère de la Santé, Lomé-Togo.
- Ministère de la Santé. (2010). *Principaux Indicateurs de la Santé*. Ministère de la Santé, Lomé-Togo.
- Ministère de la Santé, & OMS. (2004). *Profil de système de santé du Togo*. Ministère de la Santé, Lomé-Togo.
- Musgrove, P. (1996). Public and private roles in health: theory and financing patterns.
- Nolte, E., & McKee, M. (2004). *Does health care save lives? Avoidable mortality revisited*: The Nuffield Trust.
- Sala-i-Martin, X. X. (1997). I just ran two million regressions. *The American Economic Review*, 178-183.
- Sandiford, P., Cassel, J., Montenegro, M., & Sanchez, G. (1995). The impact of women's literacy on child health and its interaction with access to health services. *Population studies*, 49(1), 5-17.
- Schultz, T. P. (1993a). Mortality decline in the low-income world: causes and consequences. *The American Economic Review*, 337-342.

- Schultz, T. P. (1993b). Mortality decline in the low-income world: causes and consequences. *The American Economic Review*, 83(2), 337-342.
- Ssewanyana, S., & Younger, S. D. (2008). Infant mortality in Uganda: Determinants, trends and the millennium development goals. *Journal of African Economies*, 17(1), 34-61.
- ST LEGER, S. (2001). The anomaly that finally went away? *Journal of epidemiology and community health*, 55(2), 79-79.
- Thornton, J. (2002). Estimating a health production function for the US: some new evidence. *Applied Economics*, 34(1), 59-62.
- Wagstaff, A., Bustreo, F., Bryce, J., & Claeson, M. (2004). Child health: reaching the poor. *American journal of public health*, 94(5), 726-736.
- Wang, X., Zuckerman, B., Pearson, C., Kaufman, G., Chen, C., Wang, G., . . . Xu, X. (2002). Maternal cigarette smoking, metabolic gene polymorphism, and infant birth weight. *Jama*, 287(2), 195-202.
- WHO Commission on Macroeconomics and Health. (2001). Macroéconomie et santé : investir dans la santé pour le développement économique : rapport de la Commission Macroéconomie et Santé - See more at: <http://apps.who.int/iris/handle/10665/43613?locale=fr#sthash.BoYxfUoI.dpuf>. Genève: Organisation mondiale de la Santé.
- Woods, R. (2003). Urban-Rural Mortality Differentials: An Unresolved Debate. *Population and Development Review*, 29(1), 29-46.