

## **Financement public des dépenses de santé et survie infantile au Togo**

**Esso-Hanam Ataké**

*Faculté des Sciences Economiques et de Gestion - Université de Lomé*

*Email: atakesyl@gmail.com*

**Résumé :** L'examen des budgets alloués au secteur de la santé traduit une insuffisance budgétaire au Togo. Cette étude a pour objectif d'analyser l'effet du financement public alloué au secteur de la santé sur la survie infantile au Togo de 1980 à 2012. La méthode en une étape de Hendry a été utilisée. Les résultats ont montré que le financement public des dépenses de santé n'aurait un impact positif et significatif sur la survie infantile que lorsque ce financement atteindrait un montant beaucoup plus élevé et ce dans un contexte de gouvernance amélioré. Toutefois, le financement alloué aux dépenses d'investissement améliore significativement la production de soins de santé. Enfin, l'amélioration du niveau d'éducation des femmes accroît la survie infantile.

**Mots clés :** Budget, Survie infantile, Gouvernance, Dépenses d'investissement

**Classification JEL:** H5, H51, I1?, I12

## **Public financing of health expenditures and infant survival in Togo**

**Abstract:** The review of budgets allocated to the health sector reflects a budget shortfall in Togo. This study aims to analyze the effect of public funding allocated to the health sector on child survival in Togo from 1980 to 2012. The one-step Hendry method was used. The results showed that the public financing of health expenditures would have a significant positive impact on child survival when funding would reach a much higher amount and in an enhanced governance context. However, the funding allocated to investment expenditure improves health care production significantly. Finally, the improvement of women's educational level increases child survival.

**Key words:** Budget, Child survival, Governance, Investment spending

**JEL Classification:** H5, H51, I1, I12

## 1. Introduction

L'analyse des allocations budgétaires au secteur de la santé traduit une insuffisance du financement public à ce secteur, au Togo. Le pourcentage du budget alloué à la santé est passé de 8,3 % en 1991 à 4% en 2012 (Ministère de la Santé, 2012). 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. Il a été estimé respectivement à 3 072 et 3 981 en 2010 et 2012 (Ministère de la Santé, 2012). Ces chiffres sont très insuffisants au regard du coût moyen estimé du Paquet Minimum d'Activités (PMA). Le coût d'un PMA adapté à l'épidémiologie subsaharienne est estimé entre 7 000 et 9 000 FCFA par an et par habitant (OMS, 2006). De plus, on note un déséquilibre dans les engagements des dépenses du secteur. L'examen des engagements financiers sur la période 1980-2012 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, 2012). En moyenne, au niveau de chaque région, les dépenses de personnel représentent souvent plus de 70% des crédits budgétaires alloués (Ministère de la Santé, 2006).

Par ailleurs, même si le Togo est pourvu en infrastructures sanitaires, nombre de ses 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). On note également 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 district 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 à 30,08% en 2010 (Atake, 2015). 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 (Atake, 2015). Selon les régions, le taux d'accouchements assistés varie entre 37,1% et 59,9%. Selon Coulombe et al. (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. 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). Il se pose ainsi la question de l'efficacité du financement public alloué au secteur de la santé. 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.

Une importante littérature (Filmer et Pritchett, 1997, 1999; Gupta & 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'études a montré qu'il existe un impact mais seulement sur des interventions spécifiques. Berger and Messer (2002) ont examiné les effets du financement public des dépenses de santé 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, montrant donc que la part du financement public n'a pas d'effet sur la production. Ces auteurs concluent que les pays qui souhaiteraient augmenter leurs dépenses de santé devraient éviter d'augmenter la part du financement public. En utilisant les Enquêtes Démographiques et de Santé, Wang et al. (2002) ont examiné les déterminants de la santé dans les pays à faible revenu, tant au niveau national, qu'au niveau des zones rurales et urbaines. Ils constatent que les dépenses de santé publiques au niveau national réduisent de façon significative la mortalité infantile. 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.

Il est donc pertinent de vérifier, dans le contexte togolais, si le niveau du financement public actuel alloué au secteur de la santé est productif. Le déséquilibre entre les dépenses de fonctionnement et d'investissement est – il adéquat pour assurer des prestations de services de qualité?

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

Analyser l'effet du financement public des dépenses de santé sur la survie infantile ;

Vérifier si les ressources publiques allouées aux dépenses de salaire, aux primes de garde et astreintes et aux émoluments hospitaliers sont plus susceptibles 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, le modèle estimé, les variables utilisées, l'estimation du modèle et l'analyse des résultats obtenus.

## 2. Cadre conceptuel et méthodologie

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

### 2.1. 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 sur une période donnée ;  $H_t$  représente le financement public du secteur de la santé et  $X_t$  les variables de contrôle socio-économiques.

La forme linéaire de l'équation structurelle, selon Sala-i-Martin (1997) peut être spécifiée avec un modèle de régression linéaire générale. 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 variables 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 :

$$SI = 1000 - Mortalité \text{ inf antile} \quad (3)$$

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

$$SI = f(H_t, X_t) \quad (4)$$

Où  $H_t$  représente un vecteur de variables explicatives relatives au financement public du secteur de la santé (la part du budget allouée 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 variables de contrôle socio-économiques (le taux d'alphabétisation des femmes, la population urbaine, émission du dioxyde de carbone, le PIB réel par habitant et un indicateur de gouvernance)

## 2.2. Présentation des variables et modèles à estimer

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

### 2.2.1. 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 le décès de beaucoup d'enfants. A cet effet, il convient de souligner, qu'au Togo, les enfants sont les plus touchés par le paludisme à cause de leur vulnérabilité avec une proportion de plus de la moitié de l'ensemble des cas de paludisme hospitalisés (Ministère de la Santé, 2012). La majorité des décès liés au paludisme s'observe chez les moins de 5 ans avec une proportion de 77% (Ministère de la Santé, 2012).

Les dépenses publiques de santé ont un effet mitigé sur l'offre de soins de santé (Filmer et Pritchett, 1997, 1999; Gupta et Baghel, 1999; Mazumder, 2008). Toutefois, dans les pays en développement l'impact est positif sur la mortalité maternelle et infantile (Bokhari, Gai, et Gottret, 2007; Ssewanyana & Younger, 2008). En absence de données sur les dépenses publiques de santé sur une longue période, nous les approximons par la part du budget allouée au secteur de la santé.

L'indicateur de 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 avoir des contacts sociaux et à attendre des patients réduisent les niveaux d'efficacité technique de 26% (Kurowski, Wyss, Abdulla, et Mills, 2007). On estime qu'au moins 50% du matériel médical des établissements de santé dans les pays en voie de développement n'est utilisable qu'en partie 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 et Evans, 2010).

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

Woods (2003) a constaté que les facteurs démographiques tels que la localisation rurale ou urbaine affectent 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 et 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 et 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 torchage. Ces émissions de CO<sub>2</sub> 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, l'indicateur de gouvernance et les émissions du CO<sub>2</sub>.

### 2.2.2. Spécification empirique du modèle à estimer

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

$$SI = f(BAS, APD, TAF, PURB, EDC, PIBRH, DEMO) \quad (5)$$

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. Ce qui permet d'obtenir l'équation suivante

$$SI = f(DI, DF, APD, TAF, PURB, EDC, PIBRH, DEMO) \quad (6)$$

Où *SI* représente la survie infantile.

*BAS* : La part du budget allouée 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 réel par habitant.

*DEMO* : Indicateur de gouvernance

Une précision doit être faite, dans cette étude, notamment sur la possibilité d'observer un effet de seuil entre le financement public des dépenses de santé et la survie infantile. Ainsi, nous émettons l'hypothèse d'une relation en U entre la survie infantile et la part du budget allouée au secteur de la santé. En d'autres termes, nous faisons l'hypothèse qu'en deçà d'un certain seuil, le budget alloué au secteur de la santé aurait un effet négatif sur la survie infantile. A cet effet, 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 :

$$SI = f(BAS, BAS^2, APD, TAF, PURB, EDC, PIBRH, DEMO) \quad (7)$$

En outre, nous introduisons des variables interactives qui permettent de poser la question des conditions qui favorisent l'apparition d'effet positif du financement public des dépenses de santé et de l'aide publique au développement sur la survie infantile. Ceci va renseigner sur les canaux de transmission des effets indirects du financement public et de l'APD sur la survie infantile. Ainsi, nous mesurons l'effet des variables interactives, d'une part entre le financement public alloué au secteur de la santé et l'indicateur de gouvernance et, d'autre part, entre l'aide publique au développement et l'indicateur de gouvernance sur la survie infantile en supposant que ces variables constituent de bons canaux de transmission. Ceci nous renvoie à la spécification suivante :

$$SI = f(BAS, BAS * DEMO, APD, APD * DEMO, TAF, PURB, EDC, PIBRH, DEMO) \quad (8)$$

### 2.3. Sources de données

Cette étude porte sur la période 1980-2012. Les données relatives à la mortalité infantile, à la population urbaine, au PIB réel par habitant, à l'émission du dioxyde de carbone, à l'APD et au taux d'alphabétisation des femmes ont été extraites du World Development Indicators (2013). 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.

Enfin, la variable démocratie (*DEMO*), indicateur de gouvernance provient de la base de données de POLICY IV Projet (Political Regime Characteristics and Transitions, 1800-2013) qui est une base de données des variables institutionnelles.



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 exclusives 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).

### 3. Estimation des modèles et présentation des résultats

#### 3.1. 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 stationnaire (on dit alors que les séries sont cointégrées).

**Tableau 1: Stationnarité des variables du modèle**

Variables	En niveau		Première différence		
	ADFC	ADFT	ADFC	ADFT	
SI	-0,33	-2,05	-4,12	-4,03	I(1) +c
LAPD	-1,56	-1,85	-5,96	-5,85	I(1)
LBAS	-1,47	-3,26	-6,29	-6,19	I(1) +c
LDF	-1,44	-3,35	-6,67	-6,57	I(1) +c
LDI	-2,44	-2,71	-6,19	-6,07	I(1)
LEDC	-0,78	-4,04	...	...	I(0) +t+c
LPIBR	-2,02	-2,90	-7,89	-7,63	I(1) +c
LPURB	-1	-2,21	-6,55	-6,74	I(1) +c
TAF	-0,7	-5,87	...	...	I(0) +t+c
DEMO	-1,41	-2,51	-2,78	-2,62	I(1)

Source : auteur

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

#### 3.2. 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	0,942	231,663	159,530	0,000
R=1	0,899	151,985	125,615	0,001
R=2	0,634	87,643	95,754	0,159
R=3	0,559	59,522	69,819	0,250
R=6	0,225	8,565	15,495	0,407
R=7	0,050	1,439	3,8415	0,230

Source : 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	0,942	79,677	52,363	0,000
R>1	0,899	64,342	46,231	0,000
R>2	0,634	28,121	40,077	0,553
R>3	0,558	22,902	33,877	0,538
R>6	0,225	7,1258	14,265	0,474
R>7	0,050	1,4389	3,8415	0,230

Source : auteur

### 3.3. 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 supérieures à 5%. On ne peut donc pas rejeter l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des erreurs. Les résidus sont donc des bruits blancs. La probabilité associée à la statistique de Jarque-Berra est supérieure à 5%. L'hypothèse nulle de normalité des résidus est donc acceptée.

**Tableau 4: Résultats des tests de la qualité des résidus**

Test de Breusch-Godfrey		
Lags	LM-Stat	Prob
1	0,272	0,992
2	0,475	0,918
Test de normalité de Jarque et Berra		
	J-B statistic	Prob
Jarque-Berra	4,77	0,092

Source : 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 : Résultats des tests de spécification de Ramsey**

Ramsey Test:		
		Prob
F-statistic	3,941	0,388
Log likelihood ratio	5,318	0,490

Source : auteur

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

Les résultats montrent que la série des résidus reste dans le corridor. Ce qui permet d'avancer que les paramètres estimés au seuil de 5% sont structurellement stables. Mais de 2002 à 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. De même, le coefficient d'inégalité de Theil est sensiblement égal à zéro. Ces statistiques montrent que le modèle est bon et que le modèle à correction d'erreur a de bonnes performances prévisionnelles.

**3.4. 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 général à la Hendry à estimer est le suivant :

$$\begin{aligned}
 D(LSI) = & \beta_0 + \beta_1 TAF + \beta_2 LEDC + \beta_3 D(LAPD) + \beta_4 D(LBAS) + \beta_5 D(DEMO) \\
 & + \beta_6 D(LPURB) + \beta_7 D(LPIRB) + \beta_8 LSI_{t-1} + \beta_9 LAPD_{t-1} + \beta_{10} LBAS_{t-1} \\
 & + \beta_{11} LEDC_{t-1} + \beta_{12} LPURB_{t-1} + \beta_{13} LPIRB_{t-1} + \beta_{14} TAF_{t-1} + \beta_{15} DEMO_{t-1} + u_t
 \end{aligned}
 \tag{9}$$

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  $\beta_8$  est le coefficient de correction d'erreur. Le coefficient  $\beta_0$  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 :  $-\frac{\beta_9}{\beta_8}, \dots, -\frac{\beta_{15}}{\beta_8}$

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

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

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

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

$$\begin{aligned} D(LSI) = & \beta_0 + \beta_1 TAF + \beta_2 D(LAPD * DEMO) + \beta_3 D(LBAS * DEMO) \\ & + \beta_4 D(LPURB) + \beta_5 D(LPIRB) + \beta_6 LSI_{t-1} + \beta_7 (LAPD * DEMO)_{t-1} \\ & + \beta_8 (LBAS * DEMO)_{t-1} + \beta_9 LPURB_{t-1} + \beta_{10} LPIRB_{t-1} \\ & + \beta_{11} TAF_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (12)$$

### 3.5. 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).

A long terme, la part du budget allouée 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 et Pritchett (1997) et de Burnside et 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 ressources pour que l'effet sur la production de soins de santé se fasse sentir. Ce résultat confirme ceux de Evans, Tandon, Murray, et 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.

**Tableau 6: Présentation synthétique des résultats (paramètres de court terme)**

Variables	Paramètre de Court terme	
	Coefficients	t-Student
<i>Modèle linéaire</i>		
TAF	0,239	(0,126)*
LEDC	-2,361	(3,242)
D(DEMO)	0,573	(0,419)
D(LAPD)	-1,732	(1,315)
D(LDI)	2,669	(0,772)***
D(LDF)	-2,007	(3,008)
D(LPIBRH)	5,067	(2,382)**
D(LPURB)	-4,012	(5,839)
D(LBAS)	5,119	(2,741)*
D (LAPD*DEMO)	0,000181	(9,27E-05)*
D (LBAS*DEMO)	-0,000187	(0,000102)*
<i>Paramètre quadratique (modèle non linéaire)</i>		
D(BAS2)	1,72E-23	(2,94E-23)
<i>Paramètre d'ajustement</i>		
SI (-1)	-0,502	(0,251)*

Notes : \*\*\* (\*\*) (\*) significatif à 1% ; 5% et 10%.

Source : auteur

Par ailleurs, les 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 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 dessous 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. Il serait intéressant de mettre en place une culture de gestion axée sur les résultats au niveau des centres hospitaliers et aussi un système de motivation qui accorderait des primes d'incitation uniquement au personnel qui réussirait à améliorer ses prestations de service.

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 réhabilitations et constructions des bâtiments, à l'achat des équipements et matériaux médico-techniques, aux matériaux roulants fait 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 (World Bank, 2003). 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.

**Tableau 7 : Présentation synthétique des résultats (paramètres de long terme)**

Variables	Paramètre de long terme	
	Coefficients	t-Student
<i>Modèle linéaire</i>		
TAF (-1)	-0,0621	(0,177)
LAPD(-1)	-2,829	(0,306)*
LDI(-1)	2,898	(1,151)**
LDF (-1)	-11,468	(3,529)**
LPIBRH(-1)	6,753	(2,329)**
LPURB(-1)	-0,337	(6,326)
LEDC(-1)	9,413	(4,503)**
LBAS(-1)	-0,239	(3,529)
LAPD*DEMO(-1)	3,188 E-3	(9,24E-05)*
LBAS*DEMO(-1)	3,56 E-4	(0,000100)*
<i>Paramètre quadratique (modèle non linéaire)</i>		
LBAS2(-1)	-2,35E-20	(1,73E-23)
Adjusted R-squared	0,670	

Notes : \*\*\* (\*\*) (\*) significatif à 1% ; 5% et 10%.

Source : auteur

Les résultats montrent, à cet effet que la variable interactive entre l'APD et l'indicateur de gouvernance a un effet positif, statistiquement significatif sur la survie infantile. Ces résultats nous amènent à conclure que l'indicateur de 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 l'indicateur de gouvernance. Le

financement alloué au secteur de la santé et l'indicateur de 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 positif. Ces résultats confirment ceux de Wagstaff, Bustreo, Bryce, et Claeson (2004) qui ont montré que l'élaboration de bonnes politiques 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.

Les résultats montrent, en outre que 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 natals. 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. 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.

#### **4. 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 de l'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'éducation, en particulier pour les mères et les jeunes filles.

### **Références bibliographiques**

- Atake, E.-H., (2015), "Productivity of public hospitals in Togo: Hicks-Moorsteen's productivity index", *Int. J. Soc. Behavioural Sci* 3(1), 028-035.
- Baldacci, E., Guin-Siu, M. T., et 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.
- Bokhari, F. A., Gai, Y., et 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.
- Chisholm, D., Evans, D. B. (2010), *Improving health system efficiency as a means of moving towards universal coverage*, World health report.
- Coulombe Harold, M. C., Gentry A., et Amouzouvi K. (2006), *Profile of Poverty Togo*, PNUD-Togo.



- Engle, R. F., Granger, C. W. (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing", *Journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Evans, D. B., Tandon, A., Murray, C. J., et Lauer, J. A. (2001), "Comparative efficiency of national health systems: cross national econometric analysis", *BMJ* 323(7308), 307-310.
- Filmer, D., Pritchett, L. (1997), *Child mortality and public spending on health: how much does money matter?*, 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.
- Hendry, D. F., Juselius, K. (2001), "Explaining cointegration analysis: Part II", *The Energy Journal* 75-120.
- Issakov (1994), *Health Care Equipment: a WHO Perspective*, International Perspectives on Health and Safety Elsevier
- Johansen, S. (1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", *Journal of the Econometric Society* 1551-1580.
- Kurowski, C., Wyss, K., Abdulla, S., et 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.
- Ministère de la Santé (2006), *Diagnostic du système sanitaire et de l'état de santé de la population au Togo*.
- Ministère de la santé (2009), *Plan National de Développement Sanitaire (2009-2013)*, 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 (2012), *Principaux Indicateurs de la Santé*, Ministère de la Santé, Lomé-Togo.
- Ministère de la Santé et OMS (2004), *Profile du Système de Santé, Togo*.
- Musgrove, P. (1996), *Public and private roles in health: theory and financing patterns*, World Bank.
- OMS (2006), *Stratégie OMS de coopération avec le Togo*, OMS, Bureau Régional pour l'Afrique.
- Sala-i-Martin, X. X. (1997), "I just ran two million regressions", *The American Economic Review* 87(2), 178-183.

- Schultz, T. P. (1993a), "Mortality decline in the low-income world: causes and consequences", *The American Economic Review, Papers and Proceedings*, 82: 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.
- Wagstaff, A., Bustreo, F., Bryce, J., et 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., et Xu, X. (2002), "Maternal cigarette smoking, metabolic gene polymorphism, and infant birth weight", *Journal of American Medical Association* 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*.
- Woods, R. (2003), "Urban-Rural Mortality Differentials: An Unresolved Debate", *Population and Development Review* 29(1), 29-46.
- World Bank (2003), *World Development Report 2004: Making Services Work for Poor People*.

