

| **Économie**

AIDE PUBLIQUE AU DÉVELOPPEMENT ET SANTÉ EN RÉPUBLIQUE DÉMOCRATIQUE DU CONGO (RDC)

BOBO B. KABUNGU*¹ ET WALTER NSONGOLO**²

Résumé

La santé est l'une des premières préoccupations des pouvoirs publics à travers le monde. Depuis quelques années, les études sur ses déterminants se multiplient, avec, au cœur du débat, ceux économiques et sociaux sensés orienter les politiques. Parmi ces déterminants de la santé, cet article s'intéresse particulièrement à l'aide publique au développement dont il étudie économétriquement, grâce à la méthode des moindres carrés ordinaires, la relation avec l'espérance de vie en RDC, à partir des données chronologiques durant la période allant de 1970 à 2015. Il en ressort que l'aide reçue a un impact significatif mais négatif sur la santé de la population, présageant un problème de qualité des institutions qui peut annihiler l'impact de l'assistance financière.

Mots-clés : Déterminants de la santé, aide publique au développement, espérance de vie, RDC, croissance économique, pollution de l'air, méthode des moindres carrés ordinaires.

Abstract

Health is one of the primary concerns of governments around the world. In recent years, studies on its determinants have multiplied, with, at the heart of the debate, those that are economic and social with the aim of guiding policies. Among these determinants of health, this article is particularly interested in the official development aid of which it studies econometrically, thanks to the ordinary least squares method, the relation with the life expectancy in DRC, from the chronological data during the period from 1970 to 2015. It shows that the aid received has a significant impact on the health of the population. However, the sign (-) of the coefficient attached to the received official development assistance reveals, contrary to all expectations, a negative impact on health, presaging a problem of quality of institutions that can annihilate the impact of financial assistance.

Keywords: Determinants of health, official development assistance, life expectancy, DRC, economic growth, air pollution, ordinary least squares method.

* Etudes postdoctorales à l'IUDI/Cameroun en cours. Ph. D. en Administration publique à la BIU de Madrid. DESS en Economie du développement. Chercheur au Centre de Recherche en Sciences Humaines (CRESH). Email : bobokabungu@gmail.com. Tél. : + 243 81 025 94 12

** Inscrit au troisième cycle en Sciences économiques à l'UNIKIN. Assistant 1^{er} mandat à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion/UNIKIN. Email : nsongolowalter@gmail.com. Tél. : + 243 81 222 32 00

1. INTRODUCTION

La santé s'entend comme un état de sérénité à la fois quantifiable à l'aide d'indicateurs objectifs à l'instar de l'espérance de vie ou du taux de mortalité infantile et subjectif tant il renvoie à une certaine perception de la qualité de vie. En tant que besoin primaire, elle est au cœur des politiques publiques. Partout à travers le monde, l'Etat s'investit à garantir un environnement préventif en réduisant au maximum les risques de maladies et à assurer au mieux une prise en charge curative si nécessaire. C'est cette dimension de la santé publique que Bourdillon, Brücker et Tabuteau (2016, p. 24) appellent « démarche cherchant en priorité à maîtriser ce qu'il est convenu d'appeler les facteurs de risque, qu'ils soient environnementaux, sociaux, comportementaux ».

L'Institut de santé publique du Québec cité par Bourdillon, Brücker et Tabuteau (2016) définit, pour sa part, la santé publique comme l'étude des déterminants de la santé de la population et des actions menées en vue de l'améliorer et spécifie que ces déterminants peuvent être physiques, psychosociaux et socioculturels. Mais alors que, progressivement, les découvertes en médecine se propagent, agissant comme un nivellement vers le haut du genre et de l'espérance de vie des populations à travers le monde, il s'avère que les inégalités en matière de santé subsistent, une telle population étant, quasi-structurellement, en meilleure santé qu'une autre. Ceci nous pousse à nous interroger sur les déterminants de santé, particulièrement en RDC, en ce moment où le nouveau Président de la République voudrait améliorer la situation sociale du congolais moyen, en mettant l'accent sur sa santé.

Nous savons, avec le Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec (2012, p. 4), que l'idée selon laquelle « plus une société investit dans les services de santé, meilleure est la santé de sa population » est très répandue. En d'autres termes, l'accès aux traitements les plus appropriés détermine la santé d'une population. Selon ce ministère québécois, « les progrès de la science révèlent, hors de tout doute, que la santé dépend de plusieurs facteurs. Pour que l'action s'avère efficace, la lutte contre la maladie ne saurait donc suffire, bien qu'elle soit essentielle (...). Il faut aussi intervenir en amont des problèmes, en ciblant l'ensemble des déterminants qui influencent, positivement ou négativement, la santé de la population ou des groupes particuliers au sein de celle-ci » (Ministère de la Santé et des Services Sociaux du Québec, 2012, p. 4).

S'agissant particulièrement la RDC, l'OMS (n. d.) note qu'influer sur les déterminants de la santé, notamment le revenu, l'éducation et l'accès à l'eau potable, demeure l'une des priorités dans le cadre de la contribution du pays au Programme mondial d'action sanitaire. En outre, le Ministère de la Santé Publique en RDC (2016) a inscrit, dans son Plan 2016-2020, la rationalisation du financement de la santé en ordre utile, dans un contexte d'amenuisement des ressources intérieures dédiées à ce secteur.

Ce qui précède met en lumière tout l'intérêt de cette étude qui voudrait s'appesantir sur les déterminants socioéconomiques de santé en RDC, avec un focus sur l'aide publique au développement.

Dans sa rubrique *Publication institutionnelle*, l'Agence Française de Développement (2015) indique, sur son site internet, que l'aide internationale qui représente environ 15,0 % du budget total de l'Etat est devenue vitale pour la RDC, un pays qui souffre de nombreuses fragilités menaçant sa stabilisation. Cette Agence renseigne en plus que, rapportée au revenu national brut, l'aide publique au développement en faveur de la RDC est supérieure à celle de la moyenne des pays de la sous-région :

« La stabilisation progressive du pays, opérée entre 2001 et 2003, a permis aux bailleurs de fond de revenir en RDC. Depuis cette reprise d'activité, le volume de l'aide publique au développement (APD) en faveur de la RDC n'a cessé d'augmenter pour atteindre, en 2012, le montant net de 2,9 milliards de dollars. Cette somme représente alors 17,8 % du revenu national brut (RNB) contre 25,2 % en 2006. A titre de comparaison, dans l'ensemble des pays d'Afrique subsaharienne, ce ratio s'élevait en moyenne à 3,2 % la même année (...). Bien qu'en diminution relative, l'aide demeure donc une ressource très importante pour la RDC » (Agence Française de Développement, 2015, p. 8).

Par ailleurs, en consultant la base de données de la Banque mondiale, il s'observe, à première vue, un parallélisme entre l'évolution des agrégats macroéconomiques tels que le taux de croissance économique et l'aide publique au développement et la tendance des indicateurs sociales à l'instar de l'espérance de vie et de la mortalité infantile, entre 1970 et 2015, à l'exception de la décennie 1990 caractérisée par une déconfiture économique et une destruction du tissu social. En effet, tous ces indicateurs se sont sensiblement améliorés entre les années 1970 et les six premières années de la décennie 2010³, mais à des niveaux différents : l'espérance de vie a ainsi augmenté de treize ans, la mortalité infantile a baissé de 54,0 %, l'activité économique s'est accrue de 7,4 points de pourcentage, l'aide publique au développement a été multipliée par 3,7 entre les deux périodes.

Cette évolution similaire en termes de tendance ne suffit pas pour affirmer l'existence d'une relation de cause à effet entre les variables. Une étude élaborée est donc nécessaire. Notre modeste ambition est de partir de la littérature et des données disponibles en la matière pour vérifier, grâce à une méthode économétrique, la relation empirique entre l'aide publique au développement reçue par la RDC et l'état global de santé dans le pays.

³ Limite imposée par la disponibilité des données pour tous les indicateurs.

L'originalité de notre analyse sera de recourir à l'espérance de vie pour capter la santé dans sa dimension globale, de remonter au-delà des années 1990 dans la chronologie et de contribuer à l'aide de la décision, en cette période où le pouvoir politique se réclame d'une obédience socio-démocrate et compte notamment sur un accompagnement extérieur pour améliorer les conditions de vie de la population congolaise.

2. REVUE DE LA LITTÉRATURE

2.1. Cadre conceptuel : notion et classification des déterminants de santé

En matière de santé, un déterminant renvoie à la causalité, à la différence du « facteur de risque » qui fait allusion à une modification de la probabilité de survenue d'un événement de santé. Il s'agit là de l'une des questions qui intéressent le plus les professionnels de santé publique, tant elle est abordée aussi bien par les économistes, les médecins, les écologistes, les sociologues..., chaque groupe essayant d'établir les liens entre son domaine et la santé appréhendée par l'un ou l'autre indicateur.

Labarere (2011, p. 4) précise que les déterminants de santé sont des « caractéristiques individuelles ou collectives susceptibles d'influer directement ou indirectement sur l'état de santé », tandis que les facteurs de risque, relevant plus de l'épidémiologie, se rapportent aux « caractéristiques associées de manière statistiquement significative à un événement de santé ». Pour le Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec (2012, p. 5), « il s'agit de facteurs individuels, sociaux, économiques et environnementaux que l'on peut associer à un problème de santé particulier ou encore à un état de santé global ».

Dans une de ses récentes publications, Alla (2016) appelle « déterminants de santé » les facteurs qui influencent l'état de santé des individus ou des populations et sur lesquels repose le principe de l'intervention en santé publique. La santé est ainsi vue comme un phénomène complexe résultant de la combinaison et de l'interaction de nombreux déterminants. Dans une perspective socio-environnementale par exemple, la réponse aux problèmes de santé ne relève pas en priorité du système de santé, ni même du champ sanitaire pris au sens large mais plutôt des paradigmes structurels tels que les inégalités sociales, les conditions de vie, l'emploi ou les rapports sociaux.

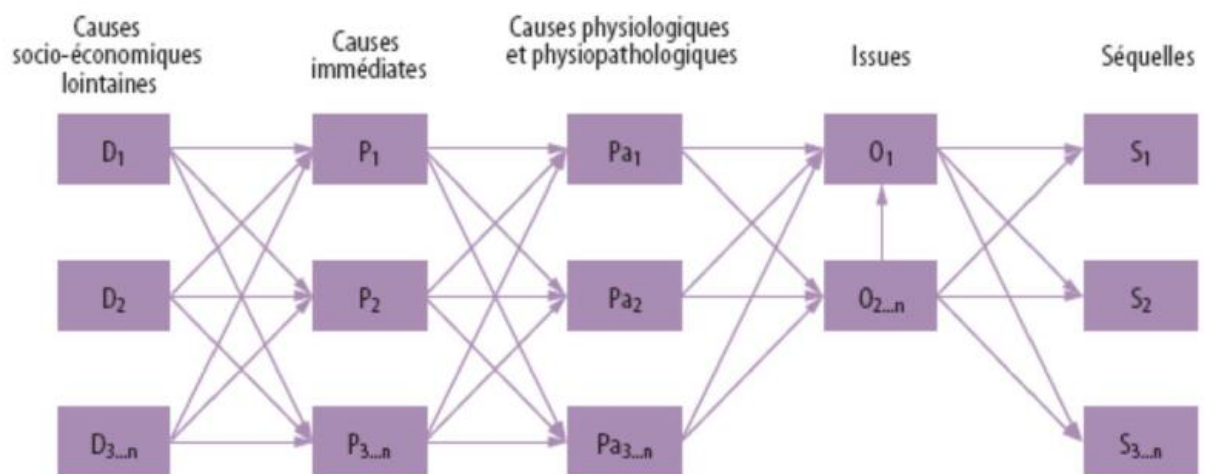
En matière de classification, quatre modèles conceptuels peuvent être distingués :

- (i) Le modèle de Lalonde (1974) identifiant quatre grandes catégories de déterminants (biologie humaine, environnement, habitudes de vie, organisation du système de soins) ;
- (ii) celui de Evans et Stoddart (1990) qui en retient plutôt six (patrimoine génétique, environnement social, environnement physique, système de soins, réaction individuelle, prospérité) ;

- (iii) le modèle de Dahlgren et Whitehead (1991) qui retient l'approche par les inégalités de santé avec cinq sous-groupes de déterminants de la santé (conditions générales socioéconomiques, culturelles et environnementales, conditions de vie et de travail, réseaux sociaux et communautaires, styles de vie, âge, sexe et facteurs héréditaires) et
- (iv) celui de la Commission des Déterminants Sociaux de Santé (CDSS, 2008) élaboré sous l'égide l'OMS qui présente une synthèse des modèles précédents en trois catégories d'aspects : les aspects macro liés au contexte socioéconomique et politique, les aspects structurels liés aux inégalités de santé et au statut socioéconomique qui sont au cœur du modèle et les aspects qui interpellent quant aux déterminants intermédiaires de la santé que sont les circonstances matérielles, psychosociales et environnementales, les facteurs biologiques et comportementaux ainsi que le système de santé.

Notons que les déterminants de santé peuvent agir directement ou par le truchement d'intermédiaires comme indiqué sur la figure 1 qui suit.

Figure 1. Déterminants de santé et liens de causalité



Source : OMS (2002)

Ce schéma emprunté à l'OMS nous révèle que les déterminants socio-économiques (D_n) se situent en amont de la chaîne de causalité et agissent par l'intermédiaire d'autres facteurs (P_n). Par exemple, le niveau de revenu, le niveau d'éducation, ou la profession (D_n) influent sur des facteurs de risque immédiats comme la sédentarité, l'alimentation, le tabagisme et la consommation d'alcool (P_n). Les déterminants immédiats (P_n), pour leur part, interagissent avec des facteurs physiopathologiques (P_{an}) pour provoquer des pathologies (O_n). C'est ainsi que la sédentarité, l'alimentation, le tabagisme et la

consommation d'alcool (P_n) interagissent avec la pression artérielle, la valeur du cholestérol sanguin, et le métabolisme du glucose (P_{an}) pour provoquer des pathologies cardiovasculaires⁴ (O_n) qui, à leur tour, peuvent causer des séquelles (S_n). A titre illustratif, l'accident vasculaire cérébral (O_n) conduit à une hémiparésie ou à une aphasie (S_n).

D'après Alla (2016), les déterminants de santé se distinguent soit selon leur nature, soit au niveau de l'intervention. S'agissant particulièrement de leur nature, les déterminants peuvent être sociaux à l'exemple du revenu, de l'instruction ou de la position sociale, environnementaux à l'instar de la qualité de l'air, liés au système de santé comme la qualité des soins, génétiques, comportementaux ou biologiques.

Pour Labarere (2011), les déterminants de santé peuvent se classer en deux grands groupes d'environnements :

- l'environnement physique qui intègre la qualité de l'air atmosphérique et intérieur ainsi que celle de l'eau de consommation courante ou que l'on trouve dans le milieu naturel ;
- l'environnement social qui se rapporte à la situation économique, au contexte politique, à l'éducation, au niveau de revenu, au logement, aux conditions de travail...

Il s'agit donc des facteurs extérieurs et collectifs sur lesquels une personne ne peut exercer qu'un contrôle minimal et à titre individuel.

Encadré 1. Pollution de l'air et mortalité : quelques chiffres-clés.

Il est à noter que selon les données publiées par l'OMS, la pollution de l'air (air extérieur) a été responsable en 2012 de 3,7 millions de décès prématurés dans le monde, soit 6,7 % de l'ensemble de la mortalité. Cette pollution serait la cause de 16,0 % des décès par cancer du poumon, 11,0 % par bronchopneumopathie chronique obstructive et 20,0 % par ischémie cardiaque et accident vasculaire cérébral.

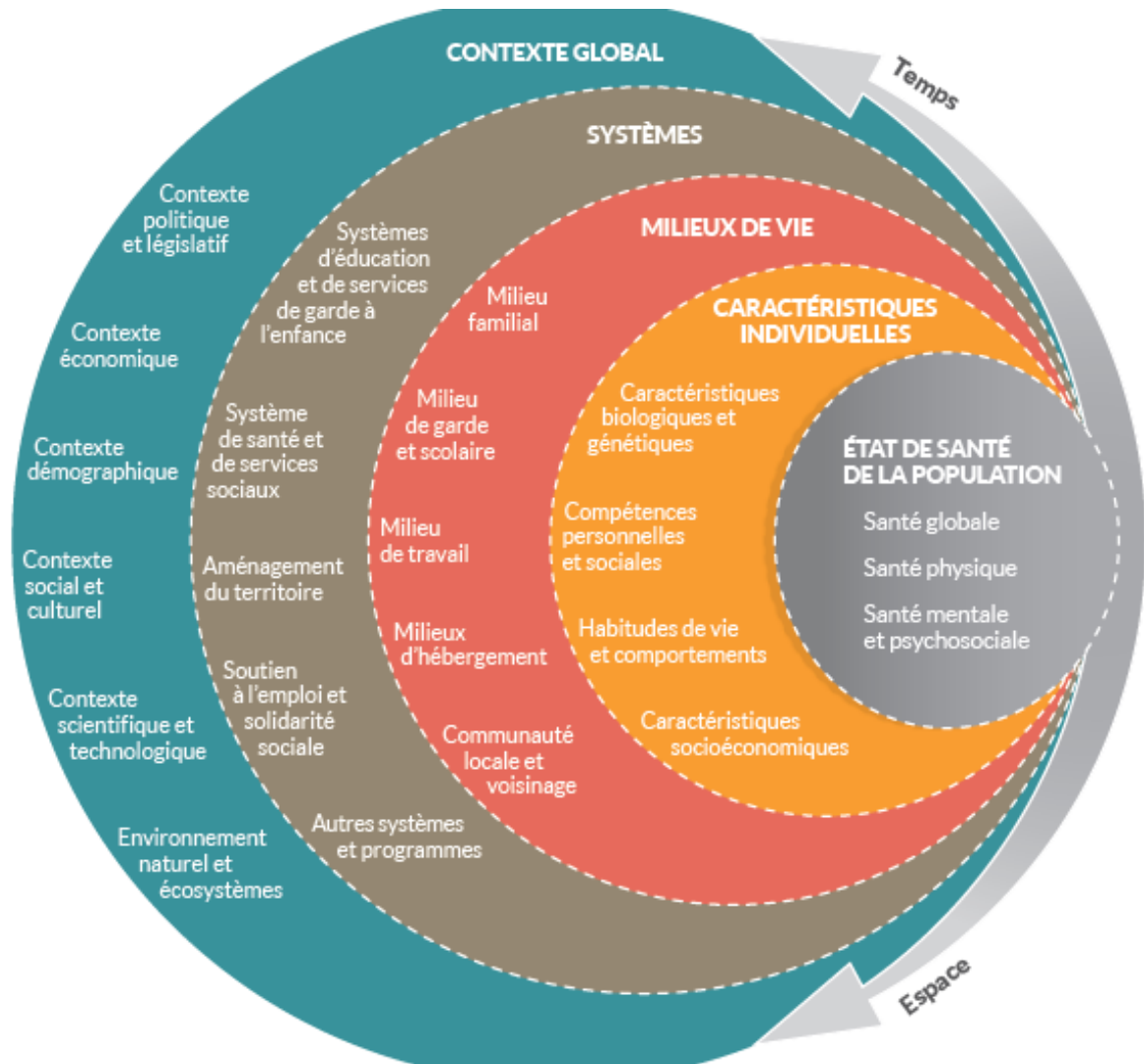
Cette mortalité survient à 88,0 % dans les pays à ressources limitées. Elle est en forte augmentation ces dernières années par rapport aux prévisions. Ces données sont confirmées par les travaux de l'Institut Max Planck publiés dans Nature.

Source : Brücker, Pizarro et Veber (2016, p. 608)

⁴ Infarctus du myocarde, accident vasculaire cérébral...

Pour le Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec (2012, p. 5), « il s’agit de facteurs individuels, sociaux, économiques et environnementaux que l’on peut associer à un problème de santé particulier ou encore à un état de santé global ».

Figure 2. Les grands ensembles des déterminants de santé



Source : Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec (2012, p. 5)

2.2. Littérature empirique sur les déterminants socioéconomiques de la santé

Après le contour théorique, il nous paraît indiqué de passer en revue les résultats de quelques études menées dans différents pays au sujet des déterminants socioéconomiques de la santé. Le tableau 1 reprend une revue de cette littérature empirique.

Tableau 1. Déterminants socioéconomiques de la santé. Revue de la littérature empirique

Auteurs (année)	Sujet de l'étude	Résultats
Messaili et Tlilane (2017)	Dépenses publiques de santé de la population en Algérie : une analyse économétrique	Les dépenses publiques de santé ont un impact positif de long et court termes sur l'espérance de vie (hommes et femmes), mais statistiquement non significatif. Cependant, elles sont significatives dans la diminution du taux de mortalité infantile. Les variables les plus importantes dans l'amélioration de la santé de la population sont le PIB réel par habitant et le taux de fécondité.
Ulmann (1999)	Relation entre le revenu et les conditions de vie d'une population	L'augmentation du PIB/habitant permet une amélioration des conditions de vie en termes d'amélioration de l'alimentation, de qualité des logements sains... La croissance coïncide avec une plus grande intervention de la sphère publique pour favoriser l'accès aux soins : construction d'hôpitaux, de centres de soins, mise en place de systèmes de protection contre les grands risques de la vie ...
Blanpain (2011)	Etat de santé suivant les catégories professionnelles	L'espérance de vie d'une femme cadre est de 3 ans plus longue que celle d'une ouvrière. Pour les hommes, cet écart est de plus de six ans.
Browning et Heinesen (2012)	Effets du chômage sur l'état de santé (des victimes)	Données danoises 1980-2006 : la perte d'emploi liée à une fermeture d'usine augmente très significativement le risque de surmortalité et d'hospitalisation pour les hommes.
Marcus (2013)	Impact de la perte d'emploi sur la santé mentale (dans un couple)	Données allemandes 2002-2010 : en un an de chômage, la prévalence des problèmes de santé mentale de l'individu licencié s'accroît de 27 % et de 18 % pour l'autre membre du couple.
Stuckler et Basu	Relation entre austérité	Pour faire face à la crise asiatique des

(2013)	et santé	années 1990, la Thaïlande et l'Indonésie qui ont adopté la thérapie de choc suggérée par le FMI, à travers des ces coupes des dépenses de santé, voient leurs populations subir la réduction de l'accès aux soins, une pénurie de médicaments et la fermeture de centres de santé. La Malaisie qui avait plutôt décidé de mettre en œuvre un plan de relance s'en est mieux sortie.
Brücker, Pizarro et Veber (2016)	Impact de la pollution de l'air sur la mortalité	Relation confirmée.
Dab et al. (2001)	Pollution particulaire et mortalité cardio-pulmonaire	A partir d'une « méta-synthèse » des publications de 15 revues spécialisées, la relation entre les deux variables est validée et les critères de causalité sont réputés respectés.
Burnside et Dollar (1998)	Relation entre l'aide totale (en % du PIB) et la mortalité infantile	En recourant à la Méthode des Moindres Carrés (MCO), l'étude aboutit à confirmer une amélioration de la santé grâce à l'aide reçue.
Williamson et Boehmer (1997)	Contribution de l'engagement de l'Etat, du système de santé, de l'éducation, de la population, des normes culturelles et de la qualité des institutions à la santé	La qualité des institutions, le planning familial, l'égalité des genres et le nombre d'années effectuées à l'école améliorent très significativement l'espérance de vie dans l'échantillon de 97 pays considérés. En revanche les taux de fertilité et de natalité impactent négativement la santé des populations concernées.
Wolf (2007)	Etude macroéconomique des déterminants de la santé avec comme variables explicatives les dépenses publiques de santé par tête, la prévalence du SIDA, l'accès à l'eau potable, le taux de fertilité et	A partir d'une MCO et des données de 110 pays prises en coupe instantanée, la recherche montre que les taux de fertilité et de natalité ainsi que l'aide totale (en % du PIB) affectent négativement et de manière significative la santé captée par le taux de mortalité infantile.

	l'aide totale en % du PIB	
Korachais (2010)	Contribution de l'aide publique au développement à l'amélioration de la santé dans les pays en développement	L'aide affectée à la santé est efficace pour améliorer la survie des enfants,

Source : Les auteurs, inspirés de Da Silva (2017), Dab et al. (2001) et Korachais (2010)

L'on retiendra que, d'une manière globale, la conjoncture économique et l'environnement conditionnent quelque peu la santé des populations, avec un impact différent selon les milieux et les niveaux de développement des pays ou des régions considérés. Il ne reste plus qu'à vérifier si cette thèse approuvée par tant d'auteurs se vérifie également en RDC.

Mais avant, il sied de circonscrire l'importance des analyses sur l'aide au développement comme déterminant de la santé. A ce sujet, l'étude de Korachais (2010) reste une référence. En effet, à partir des données de 88 pays en développement et en transition sur la période 1996-2007, les travaux de Korachais (2010) suggèrent que l'aide affectée à la santé est efficace pour améliorer la survie des enfants, et qu'elle l'est davantage dans les pays les plus touchés par des taux de mortalité importants. Près de douze ans plus tôt, Burnside et Dollar (1998) ont étudié le lien entre l'aide totale et la mortalité infantile en tant que proxy de la santé. Leurs recherches aboutissent à prouver que l'aide améliore réduit la mortalité des enfants.

Partant de ce parcours théorique et empirique, nous formulons l'hypothèse selon laquelle l'aide publique au développement reçue par la RDC a sensiblement et positivement influencé la santé dans ce pays de 1970 à 2015. Pour la vérifier, nous avons recouru à une démarche que nous présentons dans le point qui suit.

3. MÉTHODOLOGIE

Afin de parvenir à de bons résultats, nous avons reposé notre cheminement principalement sur la méthode hypothético-déductive. Nous sommes partis de la thèse, soutenue par Marmot et Wilkinson (1998) dans le cadre de la Commission de l'OMS sur les déterminants sociaux⁵, selon laquelle « un facteur s'avère (...) important pour la santé de la population dans son ensemble : le contexte social et économique qui est la cause profonde des maladies et de la nécessité de soins de santé ». Par la suite, nous

⁵ http://www.who.int/social_determinants/strategy/QandAs/fr/

avons recueilli les données, grâce à une technique historico-documentaire, dont nous avons testé les résultats pour vérifier l'hypothèse retenue.

3.1. Spécification du modèle

La modélisation est une formalisation de la théorie. Elle constitue, de ce fait, une étape importante dans la mise en œuvre d'une théorie économique. Sur la base de la revue de la littérature exploitée dans la partie théorique, notre modèle est celui de la régression linéaire multiple. Il sera estimé par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) à l'instar de Burnside et Dollar (1998). L'intérêt de leur analyse pour notre réflexion réside aussi bien dans le choix d'une série chronologique qui permet d'observer le comportement de plusieurs variables dans le temps et étudier l'idiosyncrasie d'un pays que dans les résultats évoqués supra, lesquels confortent le postulat de nos développements.

S'agissant de la méthodologie, Wolf (2007) a également recouru à la méthode des MCO, à la nuance qu'il a analysé les données d'une centaine de pays en coupe instantanée. Son travail a permis de relever que l'aide totale exprimée en % du PIB affecte négativement la santé appréhendée par le taux de mortalité infantile.

Si ces auteurs ont préféré utiliser la mortalité infantile comme proxy de la santé, dans cette étude, nous avons penché pour l'espérance de vie à la naissance qui « représente la durée de vie moyenne – autrement dit l'âge moyen au décès – d'une génération fictive soumise aux conditions de mortalité de l'année. Elle caractérise la mortalité indépendamment de la structure par âge » (INSEE, 2016).

Ce choix est justifié par le fait que « l'espérance de vie à la naissance est l'un des indicateurs de l'état de santé les plus fréquemment utilisés » de nos jours (OCDE, n.d.) et qu'elle considère la santé dans bien de ses dimensions qui culminent à la durée et à la qualité de la vie. Mususa Ulimwengu (2015) affirme que l'espérance de vie est considérée comme appropriée pour mesurer les aspects de la santé dans la société et propice à la résilience économique. Dans un article de 2017 paru sous le titre *Dépenses publiques de santé et santé de la population en Algérie : une analyse économétrique*, Messaili et Tlilane (2017) ont utilisé cet agrégat pour capter l'état de santé dans le cadre d'une analyse longitudinale couvrant la période 1974-2010. C'est ici le lieu de mentionner que ces deux auteurs ont utilisé l'approche ARDL (Autoregressive Distributed Lags) de co-intégration afin d'estimer la relation de court et long termes. Cependant, le rapprochement de la structure de nos données à celle de Burnside et Dollar (1998) et Wolf (2007) nous poussent à retenir la méthode des MCO.

Le modèle théorique à estimer peut être spécifié la manière suivante :

$$(1) \quad \text{ESPV} = F(\text{TCRE}, \text{TINF}, \text{APDR}, \text{ECO2}, \text{TCRD})$$

Où,

ESPV :	Espérance de vie à la naissance	APDR :	Aide publique au développement
TCRE :	Taux de croissance économique	ECO2 :	Emission des gaz à effet de serre
TINF :	Taux d'inflation	TCRD :	Taux de croissance démographique

L'équation (1) peut se lire de la façon suivante : l'espérance de vie est fonction ou dépend du taux de croissance économique, du taux d'inflation, de l'aide publique au développement, de l'émission de CO2 et du taux de croissance démographique.

En adoptant la forme linéaire, l'équation (1) devient :

$$(2) \quad \text{ESPV} = \beta_0 + \beta_1 \text{TCRE} + \beta_2 \text{TINF} + \beta_3 \text{APDR} + \beta_4 \text{ECO2} + \beta_5 \text{TCRD} + \mu_t$$

Où :

- β_0 est le coefficient de dimension caractéristique de l'économie (la constante) ;
- $\beta_{i(i, 1-5)}$ sont les coefficients de pondération ou des paramètres à estimer ;
- μ_t est le terme de l'erreur, captant toutes les autres variables non prises en compte dans le modèle.

Ainsi, les signes suivants sont attendus : $[\beta_0 ; \beta_1 \text{ et } \beta_3] > 0$ et $[\beta_2 ; \beta_4 \text{ et } \beta_5] < 0$.

3.2. Méthodologie d'estimation et source de données

L'estimation des paramètres du modèle de régression linéaire multiple qui a été retenu a été faite à l'aide du logiciel EVIEWS. Cette estimation a été réalisée à travers plusieurs tests et ce, dans un ordre bien déterminé. La démarche suivie a consisté en quatre étapes, à savoir : (i) le test de racine unitaire (test d'Augmented Dicky-fuller pour l'investigation des propriétés stochastiques des séries considérées dans le modèle en analysant leur ordre d'intégration) ; (ii) l'estimation des paramètres du modèle par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) ; (iii) le test de causalité de Granger afin de voir l'effet de causalité des différentes variables sur la santé en RDC et (iv) le test des hypothèses du MCO pour la validation du modèle. Cependant, nous n'insisterons ici que sur les deux premières.

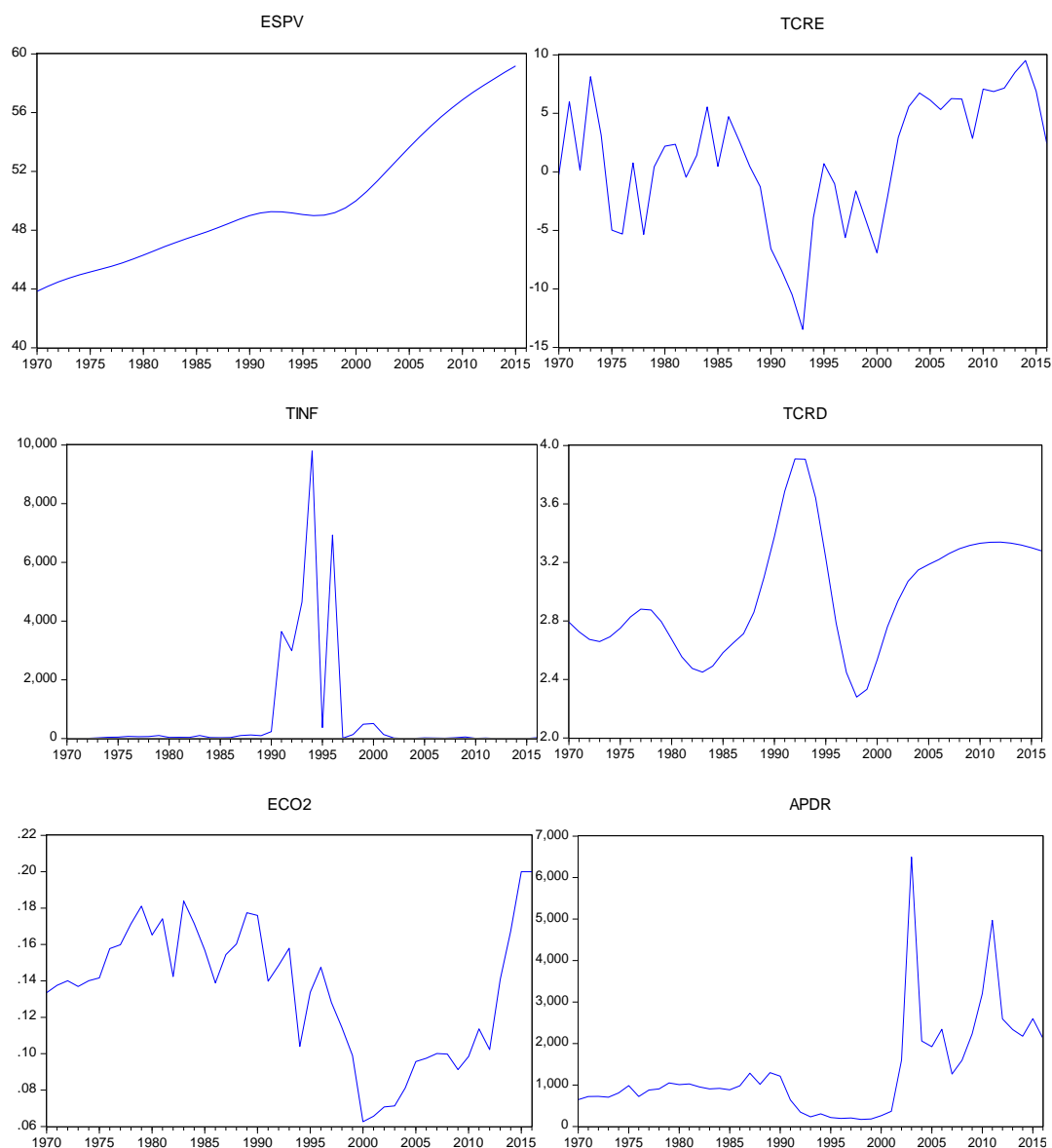
L'échantillon retenu dans cette étude est composé de 46 observations. Il s'agit des données quantitatives secondaires, à fréquence annuelle, allant de 1970 à 2015. Elles ont été tirées principalement de la base de données de la Banque mondiale. Les différents annuaires statistiques de la Banque Centrale du Congo ont permis de compléter les informations sur l'inflation et la croissance économique.

4. RÉSULTATS ET DISCUSSION

4.1. Évolution des variables

Entre 1970 et 2015, l'on observe que l'espérance de vie en RDC a gardé un trend haussier à l'exception de la décennie 1990 durant laquelle l'évolution a stagné, dans un contexte de décroissance économique, d'hyperinflation, de fléchissement de l'aide publique au développement reçue et de paupérisation de la population sans cesse croissante. En ce qui concerne l'environnement appréhendé par la qualité de l'air, il est noté que la tendance des émissions de CO₂ (kg par USD de 2010 de PIB) dessine une hyperbole à concavité tournée vers le haut. En effet, en excluant la première phase ascendante entre 1970 et 1980, il est remarqué globalement une chute des émissions jusqu'en 2000, puis une augmentation progressive qui s'accélère à partir de 2013. Le graphique 1 est révélateur à ce sujet.

Graphique 1. Evolution des variables de 1970 à 2015



Source : Les auteurs, à partir de EVIEWS 7.

4.2. Estimation, validation et interprétation des résultats

Il est question ici de procéder à l'estimation de notre modèle tel que spécifié ci-dessus tout en respectant toutes les étapes économétriques.

4.2.1. Analyse de la stationnarité des variables

Le processus aléatoire qui intéresse particulièrement les analystes des séries chronologiques est le processus stationnaire ; c'est-à-dire le processus dans lequel les statistiques évoluent autour de la moyenne constante peu importe le temps. Ainsi, avant

le traitement d'une série chronologique, il convient d'en étudier les caractéristiques stochastiques que sont l'espérance mathématique et la variance. Dans la mesure où celles-ci se trouvent modifiées dans le temps, la série chronologique est considérée comme non stationnaire. Dans le cas d'un processus stochastique invariant, la série temporelle est réputée stationnaire (Bourbonnais, 2009).

Le test de racine unitaire utilisé dans ce travail est celui de Dickey Fuller Augmenté (ADF). Les résultats qui sont consignés dans le tableau ci-dessous nous permet de confirmer la stationnarité de la série ou de la série différenciée si la statistique ADF en valeur absolue est supérieure aux valeurs critiques de Mackinnon (VCM) en valeur absolue, ou la non stationnarité dans le cas contraire. Le tableau 2 est explicite sur ce point.

Tableau 2. Résultats des tests de Dickey Fuller Augmenté (ADF)

Séries	Test à niveau				Stationnarisation			Ordre d'intégration
	ADF	Seuil	VCM	DECISION	ADF	VCM	DECISION	
TCRE	-2.627	1%	-2.61	Stationnaire				I(0)
		5%	-1.94					
		10%	-1.61					
TINF	-2.536	1%	-2.61	Stationnaire				I(0)
		5%	-1.94					
		10%	-1.61					
TCRD	-0.762	1%	-3.61	Non Stationnaire	-5.0002	-3.610	Stationnaire	I(1)
		5%	-2.93			-2.938		
		10%	-2.60			-2.607		
LESPV	2.018	1%	-3.61	Non Stationnaire	-3.5507	-4.211	Stationnaire	I(1)
		5%	-2.93			-3.529		
		10%	-2.60			-3.196		
TCRD	-1.588	1%	-3.58	Non Stationnaire	-5.6586	-3.584	Stationnaire	I(1)
		5%	-2.92			-2.928		
		10%	-2.60			-2.602		
DLECO2	-1.397	1%	-3.58	Non Stationnaire	-6.9283	-3.584	Stationnaire	I(1)
		5%	-2.92			-2.928		
		10%	-2.60			-2.6022		

Source : Calculs des auteurs à l'aide du logiciel EVIEWS 7

La lecture du tableau ci-haut nous montre que deux séries seulement sont stationnaires à niveau (le taux de croissance économique et le taux d'inflation) et quatre ne le sont pas (taux de croissance démographique, espérance de vie, aide publique au développement reçue et émission de CO₂). D'où, la nécessité de les « stationnariser » en les exprimant en différence première. Après quoi, toutes ces séries deviennent stationnaires et sont intégrées d'ordre I(1).

4.2.2. Estimation des paramètres et validation du modèle

L'estimation des paramètres de l'équation (2) est faite par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) à l'aide du logiciel Eviews7 en respectant toutes les hypothèses y afférentes. Les résultats sont consignés dans les tableaux 3 et 4 :

Tableau 3. Résultats de l'estimation des paramètres de l'équation (1)

Variable endogène	Constante	TCRE	TINF	DTCRD	DLECO2	DLAPDR
DLESPV	0.006292*	0.000426*	- 3.34E-07	0.013187*	- 0.002136	0.001362
	(0.000465)	(8.75E-05)	(2.55E-07)	(0.002783)	(0.002920)	(0.000929)
	[13.51823]	[4.869379]	[-1.309987]	[4.738777]	[-0.731751]	[1.466012]
R ² = 0.660931	R ² cor.= 0.617461	D.W=0.547526	F-statistic : 15.20420	Prob(F-statistic) : 0.000000		

NB : Les chiffres entre parenthèses sont des écarts-types et entre-crochets sont les t-statistique. L'astérisque (*) signifie que le coefficient est significatif au seuil de 1%.

Source : Calculs des auteurs à l'aide du logiciel EVIEWS 7

Il découle des résultats de l'estimation présentés au tableau 2.3 que deux coefficients plus la constante sont statistiquement significatifs et trois ne le sont. Le coefficient de détermination et le coefficient de détermination corrigé indiquent que le modèle est globalement bon mais Durbin-Watson détecte la présence d'auto corrélation des erreurs. Au vu de ces résultats, nous présumons la présence d'auto-corrélation des erreurs. Nous procédons donc par la correction d'auto-corrélation par la méthode de Cochrane Orcutt. Ce dernier, conseille d'ajouter les ar(i) avec i=1,...,n parmi les variables explicatives pendant l'estimation des paramètres par la méthode de MCO. Notre modèle final devient :

Tableau 4. Résultats de l'estimation des paramètres de l'équation (2) après correction

Variable endogène	Constante	TCRE	TINF	DTCRD	DLECO2	DLAPDR
DLESPV	0.006935*	3.45E-07	3.15E-11	- 0.001286*	3.08E-05	1.53E-05***
	(0.001407)	(1.75E-06)	(2.22E-09)	(0.000447)	(2.43E-05)	(9.66E-06)
	[4.929123]	[0.196659]	[0.014190]	[-2.873978]	[1.267657]	[1.680361]
R ² = 0.999243	R ² cor.= 0.999023	D.W=1.848464	F-statistic : 4546.379	Prob(F-statistic) : 0.000000		

NB : Les chiffres entre parenthèses sont des écarts-types et entre-crochets sont les t-statistique. L'astérisque (*) signifie que le coefficient est significatif au seuil de 1%, (**) indique qu'il est significatif au seuil de 5% et (***) indique qu'il est significatif au seuil de 10%.

Source : Calculs des auteurs à l'aide du logiciel EVIEWS 7

Nous constatons l'absence d'autocorrélation puisque la nouvelle valeur de DW est proche de 2 soit (1,848). Les différents coefficients du modèle seront validés au seuil de 10% de probabilité. Après avoir remplacé les différents coefficients des variables de l'équation (2), la nouvelle équation devient :

$$(3) \quad \text{DLESPV}_t = 0,007 + 3,450 \text{TCRE}_t + 3,150 \text{TINF}_t - 0,001 \text{DTCRD}_t + 3,080 \text{DLECO2}_t + 1,530 \text{DLAPDR}_t$$

Il ressort du tableau ci-haut que le pouvoir explicatif du modèle estimé est très élevé, soit 99%, et de loin supérieur à la norme de 50%. Donc, l'ajustement est globalement bon (R² > 50%). En outre, en dehors de la constante, les coefficients attachés aux variables TCRD et APDR sont statistiquement et économiquement significatifs,

respectivement au seuil de 1 et 10%. En revanche, les coefficients attachés aux variables TCRE, TINF et ECO2 ne sont pas statistiquement significatifs.

Nous référant à la démarche économétrique qui prévoit que « si le coefficient n'est pas significativement différent de zéro, il faut enlever la variable explicative correspondante du modèle (à condition que le critère du s n'augmente pas...) » (Hamisultane, 2016, p. 19), nous avons retiré les variables précitées du modèle pour ne garder que les deux dernières, en l'occurrence TCRD et DLAPDR, avant d'estimer, à nouveau, les paramètres de l'équation dont les résultats sont présentés dans le tableau 5 ci-après :

Tableau 5. Résultats de l'estimation des paramètres de l'équation (2)

Variable endogène	Constante	DTCRD	DLAPDR
DLESPV	0.006976*	- 0.001248*	- 1.61E-05***
	(0.001392)	(0.000410)	(9.46E-06)
	[5.012476]	[-3.041310]	[- 1.700729]
R ² = 0.999195	R ² cor.= 0.999053	D.W=1.853408	
F-statistic : 7030.718	Prob(F-statistic) : 0.000000		

NB : Les chiffres entre parenthèses sont des écarts-types et entre-crochets sont les t-statistique. L'astérisque (*) signifie que le coefficient est significatif au seuil de 1%, (**) indique qu'il est significatif au seuil de 5% et (***) indique qu'il est significatif au seuil de 10%.

Source : Calculs des auteurs à l'aide du logiciel EVIEWS 7

Cette dernière estimation met en exergue, s'agissant du taux de croissance démographique, que son augmentation de 1% entraînerait la baisse de l'espérance de vie de 0,001%, traduisant ainsi le fait que la densité de la population influe sur la santé de celle-ci, toutes choses restant égales par ailleurs. Comme nous le savons, la promiscuité dans les grands centres urbains en RDC est un environnement propice qui augmente le risque de propagation des maladies diverses. Cependant, l'impact est encore mineur du fait que la superficie du pays est très grande (2.345.000 km²).

Pour ce qui est de l'aide publique au développement reçue, il s'avère que son accroissement de 1% impliquerait une baisse de l'espérance de vie de 0,0000161%. Ceci s'explique dans la mesure où cette assistance n'est pas toujours orientée vers les secteurs sociaux (éducation, santé...) et les infrastructures de base (routes, eau, énergie...) dont l'effet sur le mode de vie est indéniable.

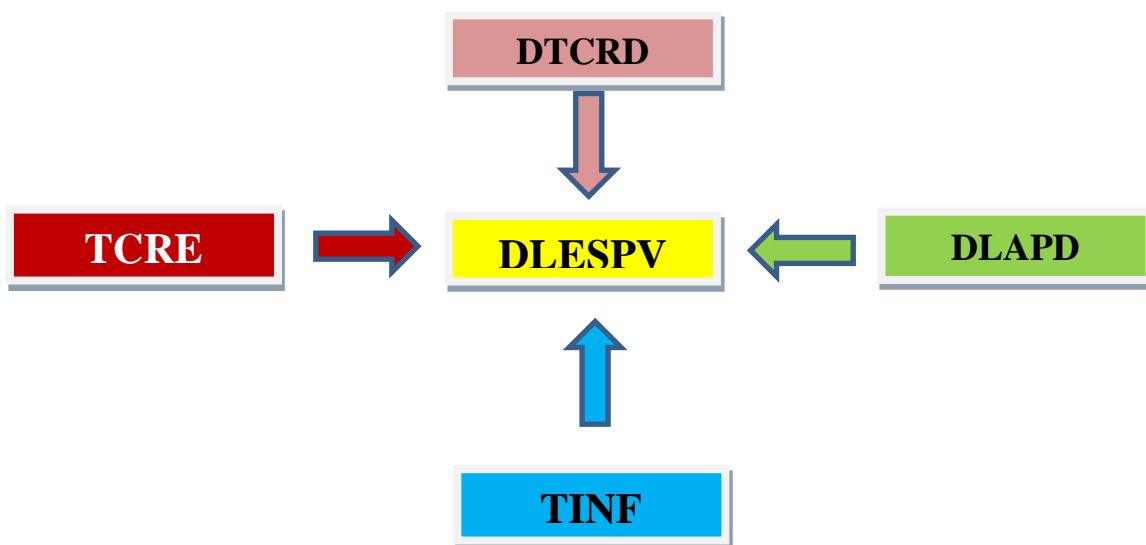
4.2.3. Test de causalité de Granger

La présente étude cherche aussi à vérifier l'existence ou non de la relation de cause à effet entre la santé (captée par l'espérance de vie) et l'aide publique au développement. Pour ce faire, nous avons eu recours au test de causalité au sens de Granger. Pour ce test, une variable X cause une autre Y si les valeurs passées de X influencent significativement celles à venir de la variable Y. Sur le plan statistique, le test de causalité au sens de Granger revient à un test de significativité globale des coefficients

associés aux valeurs passées de la variable causale dans l'équation de la variable causée. Lorsque la probabilité calculée de F de Fisher est supérieure à la probabilité au seuil de 5%, l'analyste accepte l'hypothèse soutenant l'absence de causalité au sens de Granger. Dans le cas contraire, H_0 est rejetée au profit de l'hypothèse alternative.

Pour ce qui est spécifique à notre analyse, les résultats du test de causalité au sens de Granger peuvent être résumés dans le schéma ci-après :

Figure 3. Représentation schématique des relations de causalité



Source : Représentation suggérée par les auteurs sur la base des estimations économétriques.

Il ressort de l'analyse de ce schéma que quatre des cinq variables exogènes (déterminants de la santé) retenues dans le modèle causent l'espérance de vie (proxy de la santé) au sens de Granger. Il existe donc une relation de causalité entre le taux de croissance économique, le taux d'inflation, le taux de croissance démographique, l'aide publique au développement et l'espérance de vie.

4.2.4. Analyse post-estimation

Suivant la démarche économétrique suggérée par Bourbonnais (2015), nous présentons ci-dessous les résultats des tests utiles à la validation du modèle. Il s'agit des tests de : Jarque-Bera, de Breusch-Godfrey LM test et de ARCH, étant retenu que ceux de nullité de l'espérance mathématique de l'erreur et de la robustesse du modèle ont été présentés plus haut.

Tableau 6. Résultats des tests post-estimation

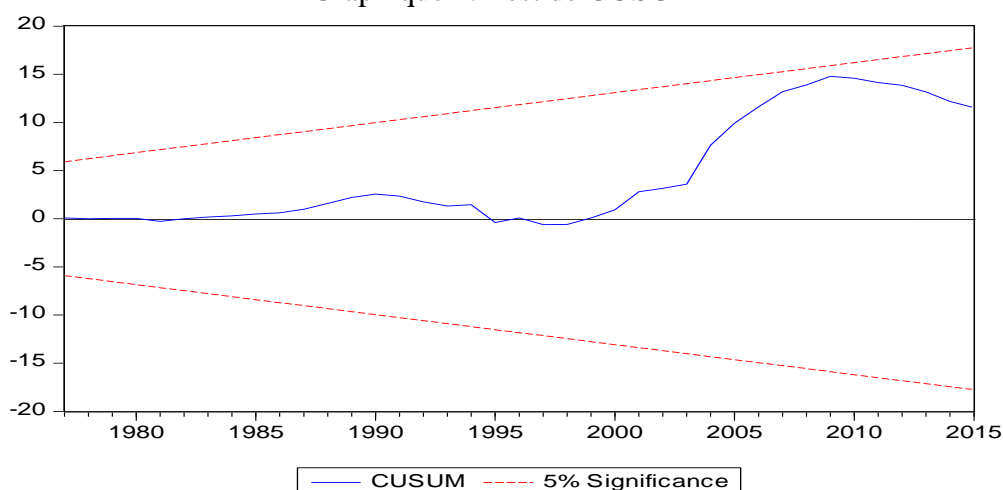
Tests	Statistique	Probabilité
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	Fischer	0.3305
Normalité	Jarque-Bera	0,4731
Heteroskedasticity Test: ARCH	Fischer	0.9780

Source : Calculs des auteurs à l'aide du logiciel EVIEWS 7

A la lecture du tableau 6, en complément au test de racine unitaire et au caractère du modèle réputé globalement bon, il s'avère que tous les tests économétriques ont été concluants. En effet, le résultat selon le test de Jarque-Bera montre que les erreurs sont normalement et indépendamment distribuées, car la probabilité critique ad hoc (0,4731) est supérieure à 0,05. Le test de ARCH confirme, pour sa part, l'homocédasticité des erreurs ($0,9780 > 0,05$). Quant au LM test de Breusch-Godfrey, il indique que les erreurs du modèle sous revue sont non corrélées ($0,3305 > 0,05$).

Par ailleurs, l'analyse de la stabilité via le test de CUSUM montre que le modèle estimé est stable comme l'atteste la figure ci-après :

Graphique 2. Test de CUSUM



Source : Calculs des auteurs à l'aide du logiciel EVIEWS 7

4.3. Discussion

Nombreuses études se sont penchées sur les déterminants économiques et sociaux de la santé afin d'éclairer la lanterne des politiques. S'agissant de la RDC, pour la période considérée, il appert que parmi plusieurs variables liées au cadre macroéconomique

(taux de croissance économique, inflation), au contexte sociodémographique (taux de croissance démographique), à l'environnement (émission du CO₂) et aux enjeux internationaux (aide publique au développement), seules l'aide reçue et la croissance de la population ont un impact significatif sur la santé de la population.

Cependant, les signes obtenus méritent d'attirer notre attention. En effet, si le signe obtenu (-), pour ce qui est du taux de croissance démographique, confirme les résultats de Williamson et Boehmer (1997) pour qui le taux de fertilité et de natalité impactent négativement la santé des populations concernées, celui (-) du coefficient attaché à l'aide publique au développement reçue révèle, contre toute attente, un impact négatif sur la santé, infirmant ainsi notre hypothèse. Ceci s'écarte des conclusions de Burnside et Dollar (1998) mais se rapprochent de celles de Wolf (2007) selon lesquelles l'aide totale affecte négativement et de manière significative la santé.

5. CONCLUSION

Plusieurs facteurs influent sur la santé de la population. Il peut s'agir des facteurs démographiques, économiques, environnementaux et sociaux. L'action en santé publique cherche à intervenir sur ces facteurs par le truchement de politiques intersectorielles (éducation, logement, transport, travail, industrie, agriculture, environnement...) ou directement dans le cadre de politiques orientées spécifiquement sur le système de santé ou de soins dont la ressource humaine constitue un élément capital. D'où la nécessité de mener des études pour évaluer avec précision l'impact que la « manipulation » d'une variable d'intérêt considérée comme « instrument » (dans le cas d'espèce, l'aide publique au développement) pourrait avoir sur une variable expliquée (en l'occurrence l'espérance de vie, proxy de la santé).

L'objectif de notre recherche était de vérifier économétriquement, à partir des données socioéconomiques de 1970 à 2015, grâce à une méthode économétrique, la relation empirique entre ces deux variables, notre postulat ayant été que l'aide publique au développement reçue par la RDC avait un impact positif et significatif sur l'état global de santé dans le pays. Notre démarche ayant recouru à la méthode des MCO nous a permis de partir des données socioéconomiques captées en rythme annuel et de démontrer que l'aide publique au développement, autant que la croissance démographique, avait une incidence négative sur la santé en RDC. Notre hypothèse est donc infirmée.

Comme dit précédemment dans la discussion, nos résultats confortent ceux de Williamson et Boehmer (1997) qui ont souligné le désavantage d'une forte natalité sur la santé mais nuance les propos de Burnside et Dollar (1998) qui ont trouvé que l'aide reçue contribuait à améliorer la santé de la population du pays bénéficiaire. En revanche, notre étude rejoint celle de Wolf (2007) pour qui l'aide a un effet négatif sur la santé. D'où l'intérêt d'envisager une étude intégrant la qualité des institutions

(Williamson et Boehmer, 1997) pour capter les éléments éventuels faisant état de corruption ou de détournement des fonds publics qui peuvent rendre nulle ou néfaste l'aide reçue. En outre, l'on aurait également avantage à tenir compte de la partie de l'aide affectée essentiellement à la santé.

Cela dit, les politiques devraient donc améliorer l'affectation de cette assistance après un audit de la gestion de l'aide reçue jusqu'ici. Ceci devrait contribuer à canaliser les ressources extérieures (et même intérieures) vers les axes pro-santé, dans l'optique de la rationalisation du financement de la santé inscrite dans le Plan National de Développement Sanitaire de la RDC. En sus, les pouvoirs publics tireraient avantage en investissant davantage dans la sensibilisation pour asseoir le planning familial dans les mentalités, de manière à mieux réguler la croissance démographique au regard de l'impact négatif de l'augmentation de la population sur la santé.

6. BIBLIOGRAPHIE

- Agence Française de Développement (2015). *République Démocratique du Congo : Cadre d'Intervention Pays 2015-2019*.
- BLANPAIN, N. (2011). L'espérance de vie s'accroît, les inégalités sociales face à la mort demeurent. Insee Première. N°1372. [en ligne] <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1280972>.
- BOURBONNAIS, R. (2009). *Econométrie : Manuel et exercices corrigés*. Paris : Dunod. 7^{ème} édition.
- BOURBONNAIS, R. (2015). *Econométrie : Cours et exercices corrigés*. Paris : Dunod. 9^{ème} édition.
- BOURDILLON, F., BRÜCKER, G. & TABUTEAU, D. (2016). *Traité de santé publique*. Paris : Lavoisier (3^{ème} édition).
- BROWNING, M. & HEINESEN, E. (2012). Effect of Job Loss Due to Plant Closure on Mortality and Hospitalization. *Journal of Health Economics*. 31(4), 599-616.
- BURNSIDE, C. & DOLLAR, D. (1998). Aid, the incentive regime, and poverty reduction. *World Bank Policy Research Paper*. N°1937.
- BRÜCKER, G., PIZARRO, L. & VEBER, F. (2016). La santé mondiale. IN BOURDILLON, F., BRÜCKER, G. & TABUTEAU, D. (2016). *Traité de santé publique*. Paris : Lavoisier (3^{ème} édition), p. 603-613.
- DAB, W. et al. (2001). Pollution atmosphérique et santé : corrélation ou causalité ? Le cas de la relation entre l'exposition aux particules et la mortalité cardio-pulmonaire. *Journal of the Air & Waste Management Association*. 51, 203-219.
- DAHLGREN, G. & M. WHITEHEAD (1991). *Policies and strategies to promote social equity in health*. Background document to WHO - Strategy paper for Europe. Stockholm : Institute of Futures Studies.
- DA SILVA, N. (2017). L'impact des conditions macroéconomiques sur l'état de santé. *La Revue de l'IRE*. 1(91-92), 49-75.

- EVANS, R. & STODDART, G. (1990). Producing health, consuming healthcare. *Social science and medicine*. 31(12), 1347-1363.
- HAMISULTANE, H. (2002). *Econométrie*. Licence. France. [en ligne] <https://halshs.archives-ouvertes.fr/cel-01261163>
- INSEE (2016). Espérance de vie. [en ligne] <https://www.insee.fr/fr/metadonnees/definition/c1374>.
- KORACHAIS, C. (2010). *Contribution de l'aide publique au développement à l'amélioration de la santé dans les pays en développement*. Thèse de doctorat. Faculté des Sciences Economiques et de Gestion – Université d'Auvergne Clermont-Ferrand I.
- LABARERE, L. (2011). *Déterminants de santé*. Chapitre de l'UE7 Santé Société Humanité – Risques sanitaires. Université Joseph Fourier de Grenoble.
- LALONDE, M. (1974). *Nouvelle perspective de la santé des canadiens*. Un document de travail. Ottawa : Gouvernement du Canada.
- MARCUS, J. (2013). The Effect of Unemployment on the Mental Health of Spouses –Evidence from Plant Closures in Germany. *Journal of Health Economics*. 32(3), 546-558, [en ligne] <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2013.02.004>.
- MARMOT, M. & WILKINSON, R. (dir.) (1998). *Rapport sur les déterminants sociaux de la santé*. Commission de l'OMS sur les déterminants sociaux. [en ligne] http://www.euro.who.int/_data/assets/pdf_file/0006/98439/E82519.pdf?ua=1.
- MESSAILI, M. & TLILANE, N. K., Dépenses publiques de santé et santé de la population en Algérie : une analyse économétrique. *Santé Publique*. 3(29)
- Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec (2012). *La santé et ses déterminants : mieux comprendre pour mieux agir*. Québec.
- Ministère de la Santé Publique en RDC (2016). Plan National de Développement Sanitaire 2016-2020 : *Vers la couverture sanitaire universelle*. Kinshasa : Ministère de la Santé Publique.
- MUSUSA ULIMWENGU, J. (2015). Comprendre la résilience économique. *Revue Congolaise de Politique Economique*.1(1), 1-11.
- OCDE (n. d.). Etat de santé – Espérance de vie à la naissance. [en ligne] <https://data.oecd.org/fr/healthstat/esperance-de-vie-a-la-naissance.htm>.
- OMS (2002). *Rapport sur la santé dans le monde 2002*. [en ligne] <http://www.who.int/whr/2002/fr/index.html>.
- OMS. (n. d.). *Stratégie de Coopération de l'OMS avec le pays*. République Démocratique du Congo 2017-2021. [en ligne] <https://www.who.int/emergencies/crises/cod/rdc-css-2017-2021.pdf?ua=1>.
- STUCKLER, D. & BASU, S. (2013). *The Body Economic: Why Austerity Kills: Recessions, Budget Battles, and the Politics of Life and Death*, New York : Basic Books.

- ULMANN, P. (1999). Les relations entre santé et croissance dans les pays développés. *Les Cahiers du Gratice*. n°15, 9-45.
- WILLIAMSON, J. B. & BOEHMER, U. (1997). Female life expectancy, gender stratification, health status, and level of economic development: a cross-national study of less developed countries. *Social Science and Medicine*. 45(2), 305-317.
- WOLF, S. (2007). Does Aid Improve Public Service Delivery? *Review of World Economics*. 143(4), 650-672.

