

Déterminants du processus de la Couverture sanitaire Universelle en RD Congo : approche économétrique par l'algorithme PLS

Bukele Kekemb Théophile^{1*} and Mbuyi Yacine¹

¹Université Pédagogique Nationale/Kinshasa. Faculté des Sciences économiques et de gestion. Département de Sciences commerciales. B.P.8815 (RDC).

Received 28 June 2022, Accepted 24 July 2022, Available online 26 July 2022, Vol.10 (July/Aug 2022 issue)

Résumé

La RD Congo est engagée dans le processus de la Couverture de sante universelle (CSU) depuis l'adoption du Plan national de développement du Système de santé (PNDS) en 2015. L'objectif de cette étude d'examiner les facteurs impliqués dans ce processus, notamment son système de financement de la santé dans ses relations avec le niveau de couverture existante en soins de santé, en vue notamment de tirer des leçons empiriques pour la CSU. Pour y parvenir, l'approche exploratoire retenue a permis de construire et d'estimer un modèle structurel à variables latentes au moyen de l'algorithme PLS pour tester les relations de causalité entre le niveau de vie, le financement de la santé et la couverture existante en soins de santé, sur une période allant de 2010 à 2017. Les résultats de l'estimation du modèle ont révélé que toutes les trois fonctions économiques du système de sante créent un impact sur le processus de la CSU, sauf que l'impact de la mise en commun des fonds pour la santé est non significatif.

Mots clés : Politique De Sante, Soins De Sante, Financement De La Sante, PLS-PM, RD Congo.

Abstract

DR Congo has been engaged in the Universal Health Coverage (UHC) process since the adoption of the National Health System Development Plan (PNDS) in 2015. The objective of this study is to examine the factors involved in this process, including its health financing system in relation to the level of existing health care coverage, with a view in particular to drawing empirical lessons for UHC. To achieve this, the adopted exploratory approach made it possible to build and estimate a structural model with latent variables using the PLS algorithm to test the causal relationships between the standard of living, health financing and health coverage over a period from 2010 to 2017. The results of the model estimation revealed that all three economic functions of the health system create an impact on the process of UHC, except that the impact pooling of funds for health is insignificant.

Key words: Health Policy, Healthcare, Health Financing, PLS-PM, DR Congo.

1. Introduction

La couverture sanitaire universelle (CSU) est considérée comme un moyen efficace pour opérationnaliser le principe du *droit à la santé* pour tous. Elle est promue comme le moyen par excellence permettant d'atteindre le niveau de santé accessible le plus élevé (OMS, 2013, p.5).

La CSU caractérise une situation où chaque individu utilise les services de santé dont il a besoin sans risquer de se ruiner financièrement ou de s'appauvrir (Ottersen et al. 2005).

Mais, la poursuite de l'objectif de CSU se heurte à la problématique du financement du système de santé.

La RDC a récemment souscrit à la vision de la CSU¹ dans un contexte sanitaire précaire. L'espérance de vie à la naissance en 2017 est estimée de 60 ans par rapport à la moyenne mondiale qui s'élève à 72 ans et à celle dans les pays pauvres très endettés (PPTTE) qui est estimée à 63 ans. La mortalité infantile en 2018 s'est chiffrée à 68 pour 1000 contre une moyenne mondiale de 29,7 et celle de l'Afrique subsaharienne de 53 pour 1000 (Banque Mondiale, 2018). Le paludisme reste l'endémie majeure et la première cause de morbidité de la population (14%) ; seul

*Corresponding author's ORCID ID: 0000-0000-0000-0000
DOI: <https://doi.org/10.14741/ijmcr/v.10.4.6>

¹ Les documents officiels qui traduisent cette initiative politique sont entre autres le Plan National de Développement Sanitaire, PNDS (2016-2020), le PNDS révisé pour la période 2019-2022, la loi n°18/035 du 13

décembre 2018 fixant les principes fondamentaux relatifs à l'organisation de la santé publique en RDC.

un malade sur deux (49%) recourt à un prestataire de soins en cas de maladie et seulement trois ménages sur dix (31,8%) habitent à moins d'un kilomètre d'une clinique ou d'un hôpital public (Institut National de la Statistique, 2018).

D'où les questions de recherche suivantes : les politiques de financement actuelles de la santé en RDC influent-elles sur la progression vers la CSU ? Quelles leçons empiriques peut-on en tirer en termes de politiques publiques sur l'évolution des composantes du financement et leur impact sur la CSU ? C'est à ces questions que ce papier tente de répondre.

2. Cadre Conceptuel

2.1. Le Financement de la santé

Le financement de la santé est la clé d'une interaction efficace entre les prestataires et les consommateurs (OMS, 2000, p.109). En général, tout système de financement de la santé remplit trois fonctions essentielles : la collecte des fonds, la mise en commun des fonds collectés et l'allocation de ces fonds ou l'achat de services de santé (Carrin, James et Evans, 2006).

Comme première étape, la collecte des contributions est le moyen par lequel le système de santé reçoit de l'argent des ménages, d'organisations ou sociétés, ainsi que de donateurs (OMS, 2000, p.109). Elle concerne les sources de financement (qui sont d'origine interne - publiques et privées- ou externe), leur structure (mécanismes de participation) et les moyens de collecte (organisme chargé de la collecte) (McIntyre, 2007). L'efficacité de la collecte de fonds dépend de l'importance du ratio du financement des entreprises sur le financement des ménages et de l'équilibre entre financement interne et financement externe. (Kutzin, 2001). Le type d'organisme de collecte est étroitement lié aux mécanismes de participation ci-haut. Ainsi, les recettes fiscales sont collectées par les organes gouvernementaux, l'assurance maladie soit par le gouvernement (cas d'un régime assurance-maladie nationale), soit par des organismes privés ou paraétatiques (cas d'un régime assurance-maladie sociale) et, enfin, les fonds externes soit par le gouvernement, soit par les ONGs étrangères.

En seconde étape, la mise en commun des fonds consiste à accumuler et gérer les fonds de façon que le risque du paiement des soins soit réparti entre tous les membres du groupe et non pas assumé par chacun des cotisants (OMS, 2000). En effet, selon l'OMS (2000), la mise en commun des fonds, et donc des risques, joue le rôle de « fonction d'assurance » au sein d'un système de santé, que cette assurance soit explicite (assurance-maladie) ou implicite (financement par l'impôt). À cette étape, l'efficacité d'un système de financement de la santé requiert un partage maximal du risque, en assurant à la fois une distribution horizontale (entre malades et bien-portants) que verticale (entre riches et pauvres). A cette fin, certains pays ont convergé vers l'instauration des

régimes de financement à portée universelle, à l'instar d'une assurance maladie nationale ou d'un régime de gratuité de soins de santé assuré par l'impôt (Carrin et James, 2004).

Dernière étape, l'achat des soins ou l'allocation des fonds correspond au « transfert des ressources aux prestataires de soins au nom de la population pour qui ces fonds ont été mis en commun » (McIntyre, 2007, p.37). Chaque mécanisme de paiement (paiement direct des usagers, achat stratégique, etc.) agit différemment sur la performance de la CSU.

2.2. Couverture sanitaire universelle

La CSU a été définie par l'OMS (2010) comme la situation dans laquelle tout le monde reçoit des services de santé de qualité qui répondent à leurs besoins sans encourir des difficultés financières pour les acquérir. Sa définition englobe donc trois objectifs de politique spécifiques : l'équité en matière d'utilisation des services de santé, la qualité des soins et la protection financière (Kutzin et McIntyre, 2017, p.2). Selon OMS (2010), le concept de CSU comporte trois dimensions : les services de santé nécessaires, le nombre de personnes qui en ont besoin et le coût pour ceux qui doivent payer (fig. 1)

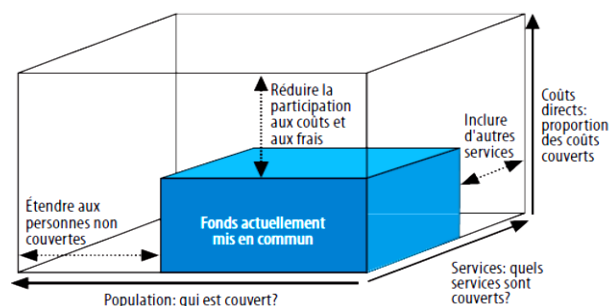


Fig. 1. Les trois dimensions de la couverture sanitaire universelle (Source : OMS, 2010)

D'après la figure 1, la largeur de la couverture se réfère à la population desservie. La CSU implique que toute la population a accès aux soins en cas de besoin. La profondeur de la couverture renvoie aux services de santé disponibles pour faire face aux besoins de la population. La CSU suppose que toute la gamme complète de services de santé (préventifs, curatifs, promotionnels, palliatifs et de rééducation) est accessible. La hauteur de la couverture traduit la proportion des coûts garantis par les dispositifs de prépaiement ou de protection sociale en santé. La CSU sous-entend donc l'élimination de tous les obstacles financiers liés à l'accès aux soins et services de santé nécessaires pour le bien-être de la population.

La progression vers la CSU se mesure par des indicateurs de suivi en rapport avec ses dimensions et ses objectifs. « Cela suggère que l'ensemble d'indicateurs doit refléter le degré d'accès à une gamme exhaustive de services de santé essentiels et de qualité, de même que le

degré de protection financière relatif à ces services » (Ottersen et al. 2015, p.54).

Pour la couverture de la population, la proportion des individus utilisant les services de santé, notamment les taux de fréquentation et d'utilisation de ces services peut servir d'indicateur global. Cet indicateur global peut être éclaté par sous-groupes (âge, catégories sociales, etc.) pour mesurer l'équité dans l'accès aux services (OMS, 2010 ; Ottersen et al. 2015).

Concernant la protection contre le risque financier (couverture des coûts), les indicateurs pour suivre la progression de la CSU sont directs ou indirects. Établis sur base des enquêtes-ménages, les indicateurs directs sont : l'incidence des dépenses de santé catastrophiques dues aux paiements directs, le dépassement positif moyen par rapport au seuil correspondant aux paiements catastrophiques, l'incidence de l'appauvrissement dû aux paiements directs et l'écart de pauvreté dû aux paiements directs (OMS, 2013, p.14). A défaut de ces indicateurs directs, il est courant de recourir aux indicateurs indirects tels que les paiements directs en pourcentage des dépenses de santé totales (DTS) et les dépenses publiques de santé (DPS) en pourcentage du produit intérieur brut (PIB) [OMS, 2013, p.14].

3. Revue de la littérature

La littérature théorique et empirique sur la relation entre le financement de la santé et la CSU coexiste. Sur le plan théorique, le rapprochement entre ces deux concepts a été rendu explicite depuis la publication du *Rapport sur la santé dans le monde* de l'OMS (2010). Puis, d'autres travaux ultérieurs ont étudié cette relation, à l'instar de Kutzin (2012) et plus récemment encore Kutzin et McIntyre (2017). Tous ces travaux utilisent une même grille d'analyse de la relation entre ces deux concepts qui peut être visualisée (fig.3).

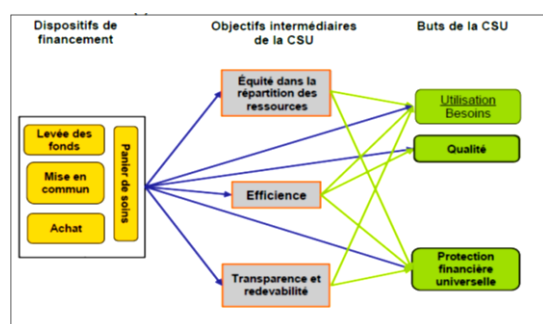


Fig.2 Schéma de la relation entre le financement de la santé et la CSU (Source : McIntyre et Kutzin, 2017)

On admet donc que le système de financement de la santé peut d'influencer, par ses fonctions économiques, le processus de CSU. La figure 2 ci-dessus montre le sens de cette influence. Le financement du système de santé pour la CSU tient donc à des facteurs contextuels à prendre en compte, tels que la contrainte macroéconomique, le contexte budgétaire, la structure de l'administration

publique et la gestion des finances publiques (Kutzin et McIntyre, 2017).

Sur le plan empirique, les travaux ci-dessous semblent fournir différentes directions ou perspectives d'analyse pour étudier le phénomène sous analyse.

Palingwindé (2017) s'est intéressé aux questions de soutenabilité dans le financement de la santé au sein des pays à revenus faible et intermédiaire, en vue de la progression vers la CSU. A l'aide de différentes approches économétriques, il a analysé les principaux déterminants du financement de la santé susceptibles d'affecter le progrès vers la CSU. Il conclut que l'efficacité des dépenses de santé et les mécanismes de prépaiement, eux-mêmes influencés par la stabilité politique, s'avèrent des facteurs de soutenabilité des dépenses de santé dans ces pays.

Quant à Bukele (2013), il a examiné la relation entre l'ouverture économique et le financement de la santé dans 53 pays africains, avec des implications de politique publique (2006-2009). A l'aide d'une analyse économétrique avec l'approche PLS, il débouche sur trois conclusions: d'abord, la politique des dépenses gouvernementales pour la santé est le moyen le plus puissant pour influencer le financement privé de la santé, suivi de l'aide extérieure ; ensuite, l'association entre les dépenses gouvernementales pour la santé et les dépenses privées pour la santé est négative ; enfin, le ratio de dépenses gouvernementales pour la santé sur les dépenses nationales de santé est un critère approprié pour évaluer l'efficacité de la politique gouvernementale plutôt que le critère d'Abuja (pourcentage des dépenses gouvernementales pour la santé dans le budget de l'Etat).

Lang et al. (2018) ont eu pour objectif d'identifier, sur base d'un diagnostic, les contraintes et les opportunités inhérentes au système de financement de la santé à Madagascar pouvant affecter son progrès vers la CSU telle qu'envisagée dans sa stratégie nationale. Au moyen d'une approche descriptive, ils ont examiné différentes fonctions du financement de la santé pour arriver aux résultats suivants : la collecte de fonds pour la santé est marquée par des facteurs contextuels dont le budget alloué et sa faible exécution ; les structures de financement de la santé, en l'occurrence la mise en commun des ressources limitées, offrent une faible protection financière et ne couvrent qu'une petite partie de la population.

4. Matériel et méthodes

4.1. Cadre de recherche, postulats de base et variables d'analyse

L'étude s'applique à la RDC sur une période de 2010 à 2017. Ce choix de la période est imposé par le manque de complétude et la faible disponibilité de données sanitaires pour les indicateurs retenus. L'objectif est de vérifier

empiriquement le modèle théorique relationnel entre le financement de la santé et la CSU. En partant du postulat de base que le système de santé est un système ouvert et complexe, on admet qu'« il y a donc une interaction entre les composantes du système de santé, d'une part, et entre celles-ci et les composantes externes au système de santé, d'autre part. De même, les modes ou politiques d'acquisition des ressources pour la santé peuvent interagir avec leurs modes d'organisation, leurs modes d'allocation ou encore l'organisation économique d'ensemble » (Bukele, 2013). Comme second postulat, on retient que le système de santé est, d'une part, un champ économique au sens de Bourdieu (Zeroual, 2017) où des forces économiques interagissent pour contrôler le capital économique et social ; et d'autre part, un système économique dans son organisation avec, selon Beresniak et Duru (2008), quatre composantes : l'offre de soins, la demande de soins, le financement de soins et les flux/reliations économiques et financiers entre ces composantes. Le troisième postulat veut que le système de santé soit un choix économique dans sa définition (Beresniak et Duru, 2008). Autrement dit, on postule qu'un système de santé est le résultat des décisions ou des politiques économiques répondant à une quadruple question : qui est couvert, qui gère, comment et avec combien est financé le système de santé ?

Sur base de notre cadre théorique, on peut postuler que : primo, le financement de la santé peut être analysé à travers les trois fonctions économiques du système de santé (la mobilisation, la mise en commun et l'allocation des fonds pour la santé) ; secundo, la CSU peut être comprise en termes de couverture de prestations et de coûts de soins ; et tertio, l'amélioration des conditions de vie permet d'apprécier l'efficacité d'un système de santé et donc de ses trois fonctions. De ces considérations, on peut admettre comme variables d'analyse pour cette étude : la politique de collecte des fonds pour la santé, celle de mise en commun de ces fonds, celle d'allocation des fonds (achat de services de santé), celle de niveau de vie et le processus de CSU.

4.2. Approche et modèles d'analyse

4.2.1. Généralités sur les modèles à équations structurelles

Telles qu'exprimées ci-dessus, les variables d'analyse présentent une double caractéristique : elles sont non observables et elles sont mesurables par plus d'un indicateur. Du ce fait, en partant du cadre théorique ci-haut, il s'agit d'une étude de relations structurelles définies par des relations causales entre des variables non observables (dites variables latentes) et des variables observées (dites manifestes) (Derquenne et Hallais, 2004). En effet, étant non observable, une variable latente ne peut être mesurée directement (Aspilaire, 2014 ; Esposito, Chin, Henseler et Wang, 2010). Par ailleurs, un modèle à équations structurelles constitue un système d'équations pouvant être représenté sous forme d'un graphe orienté.

Selon Zheng, Plaisent et Zuccaro (2018), un modèle structurel à variables latentes est un modèle graphique, il sert à résoudre la difficulté de transposer toutes les relations structurelles sous la forme algébrique (Fig.9).

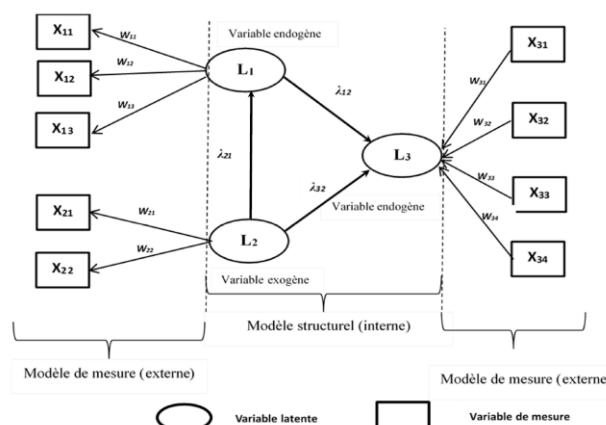


Fig.9. Exemple de représentation du modèle d'équations structurelles à variables latentes (Source : Adapté de Derquenne C. et Hallais C., 2004 et Fernandes, 2012)

Dans ce modèle (fig. 9), les X sont des variables manifestes, les L représentent les construits latents et les arcs orientés (w, λ) correspondent aux liens de causalité entre variables. Ce modèle est constitué de deux sous-modèles : le modèle de mesure ou externe et le modèle structurel ou interne. Le graphe (fig.9) peut aussi être exprimé sous forme algébrique. Pour le modèle structurel, il y a un système de deux équations suivantes :

$$L_1 = \lambda_{21}L_2 + K_1 \quad (1)$$

$$L_3 = \lambda_{13}L_1 + \lambda_{23}L_2 + K_2 \quad (2)$$

Pour le modèle de mesure, il y a un système d'équations ci-après :

$$X_{11} = \pi_{11} + w_{11}L_1$$

$$X_{12} = \pi_{12} + w_{12}L_1$$

$$X_{13} = \pi_{13} + w_{13}L_1 \quad (3)$$

$$X_{21} = \pi_{21} + w_{21}L_2$$

$$X_{22} = \pi_{22} + w_{22}L_2 \quad (4)$$

$$L_3 = w_{31}X_{31} + w_{32}X_{32} + w_{33}X_{33} + w_{34}X_{34} + \zeta \quad (5)$$

Afin d'estimer le modèle, la technique PLS a été choisie pour plusieurs raisons, notamment le caractère exploratoire et non confirmatoire de l'étude, le fait que cette technique est adaptée aux analyses causales dans des situations de forte complexité et d'information théorique faible (Jöreskog & Wold, 1982) et « à la différence d'autres méthodes d'équations structurelles, elle autorise différentes modélisations des construits-formatifs, réflexifs ou les deux » (Fernandes, 2012).

4.2.2. Etapes pour l'estimation du modèle

Balambo et Baz (2014) s'inspirent du schéma de Meschi et Livolsi (2003) et identifient quatre étapes (fig. 10).

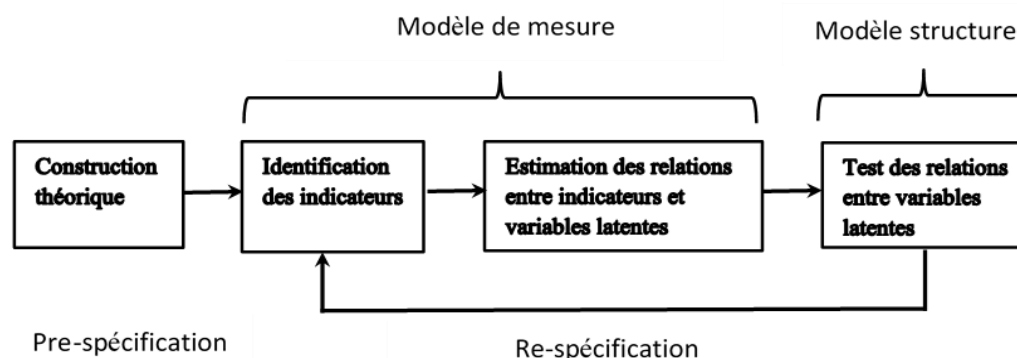


Fig.10 : Les étapes de la construction du modèle des équations structurelles (Source : Adapté de Balambo et Baz, 2014)

Pour un modèle causal, trois types de relations entre la variable latente et ses indicateurs sont possibles selon que les indicateurs sont réflexifs, formatifs ou les deux : schéma réflexif ou réflectif, le schéma formatif et le schéma mixte. Dans le mode réflexif, les indicateurs sont créés dans la perspective de mesurer tout le même phénomène sous-jacent (L_1 et L_2 dans fig.9). Chaque variable manifeste reflète sa variable latente et lui est reliée par une simple régression (systèmes d'équations 3 et 4) : la variable latente existe en théorie mais est non observable. Elle influence les indicateurs et explique leurs intercorrélations. Les indicateurs réflexifs doivent avoir une cohérence interne (Fernandes 2012). Dans le schéma formatif, la relation est inversée : la variable latente est générée par ses propres variables manifestes (L_3 dans fig.9). Cette variable est alors une fonction linéaire de ses variables manifestes plus un terme résiduel (équation 5). Dans ce mode, le bloc des variables manifestes peut être multidimensionnel. Pour autant, le mode formatif ne doit pas être utilisé comme une simple alternative à un problème d'unidimensionnalité d'un construit. En effet, contrairement au mode réflexif, le sens de la causalité va des variables de mesure à la variable latente et « les indicateurs, en tant que groupe, déterminent conjointement la signification conceptuelle et empirique du construit » (Jarvis et al., 2004). Selon Jarvis et al. (2004 cité par Fernandes 2012), les conditions suivantes justifient la modélisation d'un construit selon un mode formatif : primo, les indicateurs sont vus comme des caractéristiques définissant le construit ; des changements dans les indicateurs sont supposés causer des changements dans le construit ; secundo, les changements dans le construit ne sont pas supposés causer des changements dans les indicateurs ; tertio, les indicateurs ne partagent pas nécessairement un thème commun ; quarto, éliminer un indicateur peut altérer le domaine conceptuel du construit ; quinto, un changement dans la valeur d'un des indicateurs n'est pas nécessairement supposé être associé à un changement dans tous les autres indicateurs et, sexto, les indicateurs ne sont pas supposés avoir les mêmes antécédents et conséquences. La variable latente est alors un simple construit dont les indicateurs représentent chacun une dimension. Enfin, dans le schéma mixte, il y a ces deux types de relations (réflectives et formatives).

4.2.3. Construction ou formulation verbale du modèle

La formulation du modèle commence par une double spécification : celle du modèle structurel et celle du modèle de mesure. Pour le modèle structurel, les relations entre les variables d'analyse présentées ci avant sont établies sur base de quatre hypothèses suivantes : (1) la politique de niveau de vie aurait un impact à la fois sur la politique de collecte, celle de mise en commun et celle d'achat (performance du système de santé) ; (2) la politique de collecte aurait un impact sur la politique de mise en commun et celle d'allocation ; (3) la politique de mise en commun aurait un impact sur la politique d'allocation ; (4) les politiques de collecte, de mise en commun et d'allocation auraient chacune un impact sur le processus de CSU.

4.2.4. Identification des indicateurs et des schémas relationnels

L'étude étant exploratoire, pour former des construits, le regroupement des variables de mesure par bloc s'est réalisé, selon les besoins, soit par une analyse typologique (Malhotra, 2004, cité par Fernandes, 2012) soit sur base des modèles conceptuels ou théoriques (Derquenne & Hallais, 2004). La définition opérationnelle des variables latentes (construction des blocs du modèle) est présentée dans le Tableau 5.

Le bloc 1 (NIVVIE) correspond au niveau des ressources disponibles. Il est associé à un schéma formatif où chaque indicateur en constitue une dimension à part. L'indicateur de capital humain trouve toute sa pertinence dans la mesure où « l'éducation peut améliorer l'efficacité avec laquelle les gens peuvent investir dans la santé et le bien-être » (Folland, Goodman et Stano, 2013, p.139). Le bloc 2 (POCOLL) est mesuré par les dépenses de santé selon les différentes sources de financement telles que figurant dans les comptes de la santé de la RD Congo. Le schéma relationnel est considéré comme réflectif car la variation des dépenses de chaque source de financement est déterminée par la politique nationale de collecte de fonds. Le bloc 3 (POMECO) se mesure par les dépenses de santé selon les régimes de financement de la santé conformément aux comptes nationaux de la santé de la RD Congo.

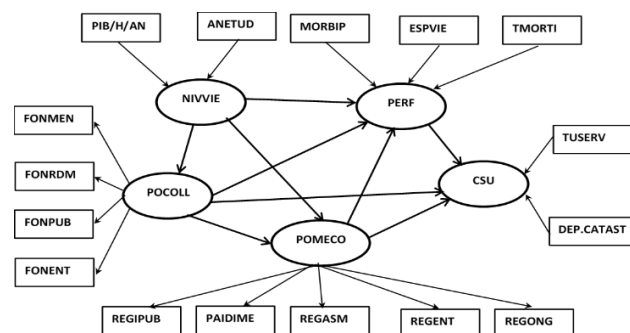
Tableau 1 : Identification des indicateurs et du schéma relationnel avec la variable latente

Variable latent (Code)	Variable de mesure	Code	Type de schema
Politique de niveau de vie (NIVVIE)	PIB/habitant/an en USD constant de 2010	PIB/H/an	Formatif
	Nombre moyen d'années d'éducation des adultes	ANETUD	
Politique de collecte (POCOLL)	Fonds des ménages	FON MEN	Réflectif
	Fonds du reste du monde	FON RDM	
	Fonds publics	FON PUB	
	Fonds des entreprises	FON ENT	
Politique de mise en commun (POMECO)	Régimes publics	REGIPUB	Réflectif
	Paievements directs des ménages	PAIDIME	
	Régimes assurance-maladie	REGASM	
	Régimes des entreprises	REGENT	
	Régimes des ONG	REGONG	
Performance du système de santé (PERF)	Espérance de vie à la naissance	ESPVIE	Formatif
	Taux de mortalité infantile	TMORTI	
	Morbidité liée au paludisme	MORBIPA	
Processus de CSU(CSU)	Taux d'utilisation de services de santé	TUSERV	Formatif
	Dépenses catastrophiques de santé	DEPCATAS	

Ainsi, sur base d'un schéma réflectif, la politique de mise en commun explique les différentes façons de réunir les fonds pour la santé dans les régimes de financement. Le bloc 4 (PERF) est théoriquement le déterminant final de la chaîne de résultats d'une politique de financement de la santé. Cette politique consiste à allouer des fonds pour payer les intrants, les prestataires et les prestations de soins. De ce fait, elle traduit la performance du système de santé, étant donné qu'elle lie le financement du système à la prestation des services (OMS, 2000). Le schéma de ce bloc est de type formatif : chacun de ces indicateurs représente une dimension de la performance du système de santé. En effet, Evans et *al.* (1999, cités par Audibert, Mathonnat et De Roodenbeke, 2004) utilisent la variable *état de santé* comme mesure de la performance du système de santé. Par ailleurs, « la mortalité infantile en-dessous de l'âge de cinq ans constitue l'un des meilleurs indicateurs de l'état de santé général d'un pays » (Perkins, Radelet et Lindauer, 2008, p.366). Enfin, le paludisme est une maladie endémique et semble appropriée pour apprécier la performance du système de santé en RD Congo. Afin de minimiser le risque d'une spécification biaisée du modèle, l'état de santé est décrit à l'aide de trois indicateurs : l'espérance de vie à la naissance, la mortalité infantile et la morbidité liée au paludisme.

Le bloc 5 (CSU) a pour indicateurs le taux d'utilisation de services de santé et le taux de dépenses catastrophiques de santé, traduisant les trois buts de la CSU : l'utilisation, la qualité des services et la protection financière. Le schéma relationnel retenu est de type formatif, étant donné que la CSU est une variable complexe qui dépend de multiples indicateurs.

Schématiquement, le modèle de recherche peut se présenter comme suit :

**Figure 11.** Présentation graphique du modèle

Le modèle à estimer peut-être présenté synthétiquement sous sa forme algébrique comme un système de quatre équations structurelles suivantes :

$$\begin{aligned}
 CSU &= \theta_{csu0} + \theta_{csu1}POCOLL + \theta_{csu2}POMECO + \theta_{csu3}PERF + \xi_{csu} \\
 PERF &= \theta_{perf0} + \theta_{perf1}NIVVIE + \theta_{perf2}POCOLL + \theta_{perf3}POMECO + \xi_{perf} \\
 POMECO &= \theta_{pomeco0} + \theta_{pomeco1}NIVVIE + \theta_{pomeco2}POCOLL + \xi_{pomeco} \\
 POCOLL &= \theta_{pocol0} + \theta_{pocol1}NIVVIE + \xi_{pocol}
 \end{aligned}$$

Dans ce modèle, seule la variable NIVVIE est exogène. Les autres variables sont endogènes.

4.2.5. Estimation du modèle

Parmi les techniques de modélisation causale, deux approches statistiques sont les plus connues pour estimer des modèles à équations structurelles : la méthode LISREL (*Linear Structural RELationships*) et l'approche PLS (*Partial Least Squares*). La méthode LISREL utilise un système d'équations structurelles estimées à l'aide du maximum de vraisemblance tandis que l'approche PLS repose sur un

système de calculs alternés (processus itératif) entre l'estimation du modèle externe reliant les variables latentes et manifestes (composantes *PLS*), et celle du modèle interne rattachant les variables latentes entre elles à l'aide de régressions multiples (Derquenne et Hallais, 2004). L'approche *PLS* a été choisie pour ses avantages qui s'accordent avec cette étude. D'abord, elle s'applique bien aux modèles exploratoires pour lesquels il n'existe pas une base théorique bien établie. Ensuite, elle ne fait pas d'hypothèses sur la distribution des probabilités comme dans la méthode *LISREL* où les données doivent être normalement distribuées (Esposito, Chin, Henseler et Wang, 2010 ; Tenenhaus, 2019). En plus, elle peut traiter des modèles avec schémas réflectifs et formatifs et s'adapter au cas de petits échantillons, contrairement à la méthode *LISREL*. Cependant, elle présente des limites notamment la non prise en compte des erreurs de mesure (notamment des intervalles de confiance) et l'impossibilité de traiter des modèles non récursifs ou en boucle (Lacroux, 2011).

4.2.6. Procédure ou test d'évaluation du modèle

Inspirée de Lacroux (2011), la procédure utilisée pour le test du modèle comprend trois étapes suivantes, outre l'analyse statistique préliminaire : l'évaluation du modèle de mesure, l'évaluation du modèle structurel et l'évaluation du modèle d'ensemble ou global. Avant l'évaluation proprement dite, l'analyse statistique préliminaire porte sur l'examen des caractéristiques générales des variables du modèle à travers les statistiques descriptives, le niveau et la significativité des corrélations. Elle vise à vérifier l'existence des liens présumés entre les variables latentes.

Le modèle de mesure est évalué sur la base des critères suivants : la fiabilité de cohérence interne ou des échelles de mesure, l'unidimensionnalité des construits, la validité convergente des mesures associées aux construits et la validité discriminante (Fernandes, 2012). En général, les tests concluants de fiabilité et de l'unidimensionnalité des blocs suffisent pour attester la bonne qualité du modèle de mesure (Balambo & Baz, 2014 ; Mourre, 2016).

Primo, l'évaluation de la fiabilité des échelles de mesure a été vérifiée en utilisant deux indices : l'*Alpha de Cronbach* et le *Rho de Dillon-Goldstein*. Ces indicateurs varient entre 0 et 1 et la valeur 0,7 est souvent considérée comme le seuil d'un bon niveau de fiabilité (Tenenhaus, et al., 2005, Fernandes, 2012). Secundo, l'unidimensionnalité des blocs permet de vérifier si les variables manifestes associées à chaque bloc forment un bloc unique ou un tout (Tenenhaus et al. 2005). L'unidimensionnalité d'un bloc se vérifie en étudiant les valeurs propres issues de l'analyse en composantes principales : la première valeur propre doit être supérieure à 1 et la seconde inférieure à 1 ou très inférieure à la première (Fernandes, 2012). Tertio, la validité convergente exige qu'une variable manifeste doit être plus corrélée avec la variable latente qu'elle doit mesurer qu'avec les autres. Ne s'imposant pas dans le cas

de construits formatifs, la validité convergente des mesures repose sur l'examen des corrélations (ou loadings) des mesures avec leur construit respectif (Fernandes, 2012). Elle suppose que les variables manifestes doivent être plus corrélées à leur variable latente représentative qu'aux autres blocs du modèle alors que la validité discriminante implique que chaque variable latente doit être plus corrélée à ses indicateurs qu'aux autres blocs latents. Si ces tests se révèlent concluants, alors il y a lieu de conclure sur la bonne qualité du modèle de mesure (Balambo et Baz, 2014, Fernandes, 2012).

Quant à l'évaluation du modèle interne, elle correspond à une mise à l'épreuve des hypothèses formulées. En effet, le test du modèle structurel procède par le calcul des indices d'évaluation de la qualité d'ajustement du modèle aux données. D'abord, un indice d'évaluation de la qualité d'ajustement du modèle de mesure aux données « indice de communauté ou de communalité » est calculé. Ensuite, le coefficient de régression qui évalue la qualité d'ajustement du modèle structurel aux données pour chaque bloc endogène en prenant en compte le modèle de mesure est calculé aussi (Tenenhaus et al. 2005).

Enfin, l'évaluation du modèle global ou d'ensemble est une évaluation globale de la prédictivité du modèle. Aucun indice global de validation du modèle n'existe dans l'approche *PLS*, comme cela est le cas pour la méthode *LISREL* (Tenenhaus et al. 2005: 173 cité par Fernandes, 2012). Toutefois, certains auteurs présentent l'index de *Goodness of Fit (GoF)* comme une solution à ce problème. L'index *GoF* est la moyenne géométrique entre la communalité moyenne (qui mesure la performance du modèle externe) et le R^2 moyen (qui mesure la performance du modèle interne), ainsi il évalue la performance d'ensemble du modèle (Tenenhaus et al. 2005). Calculées pour chaque modèle et au modèle global, les valeurs de l'indice *GoF* sont comprises entre 0 et 1 ($0 < GoF < 1$). Le *GoF* est un index descriptif et, de ce fait, il n'existe pas de seuil empirique pour l'évaluer. Néanmoins, on peut considérer qu'un *GoF* supérieur ou égal à 0,9 atteste d'une bonne qualité d'ajustement du modèle aux données (Mourre, 2016).

Après cette évaluation, il faut passer au test d'hypothèses qui repose sur l'observation des coefficients de détermination ainsi que la validité et l'ampleur des coefficients structurels. Pour la validité des hypothèses, les coefficients de détermination doivent être supérieurs à 0,1 ($R^2 > 0,1$). De même, les coefficients structurels (*path coefficients*) doivent être supérieurs ou égaux à 0,2 pour être considérées comme valides et supérieurs à 0,3 pour être considérés comme significatifs (Lacroux, 2009 ; Balambo et Baz, 2014). En définitive, ce sont les coefficients structurels qui fondent toute l'interprétation du modèle quant aux hypothèses formulées, et permettent de les confirmer ou de les infirmer (Balambo et Baz, 2014 ; Lacroux, 2009).

4.3. Données

4.3.1. Sources et technique de collecte de données

La technique documentaire, en premier, a été utilisée pour la collecte des informations, l'analyse de la situation et la

revue de la littérature. En conformité avec le modèle *PLS*, les données collectées concernent les variables manifestes du modèle pour la période de 2010 à 2017. Le choix de la période est dicté par la disponibilité des données. Plusieurs différentes sources des données hétérogènes ont été mobilisées (Tableau 8).

Tableau 8. Les sources de données

	Variables	Indicateurs	Support et Sources de données
1.	Politique de collecte	Dépenses par source de financement	PNCNS (1) (Ministère de la santé), Rapports de 2010 à 2017
2.	Politique de mise en commun	Dépenses par régime de financement	PNCNS (Ministère de la santé), Rapports de 2010 à 2017
3.	Politique de niveau de vie	PIB/habitant/an en dollars constants de 2010	Base de données Banque mondiale (WDI, 2018)
		Nombre moyen d'années d'éducation des adultes	Base de données PNUD (<i>PNUD Data</i>)
4.	Performance du système de santé	Espérance de vie à la naissance, Mortalité infantile et Morbidité liée au paludisme.	Base de données de l'OMS (Observatoire mondial de la santé)
5.	Processus de CSU	Taux d'utilisation de services de santé	Système national d'information sanitaire (SNIS), Ministère de la santé
		Ratio entre les paiements directs des ménages et les dépenses totales de santé (1)	Données de base tirées de PNCNS (Ministère de la santé), Rapports de 2010 à 2017

(1) PNCNS : Programme National des Comptes Nationaux de la Santé.

(2) En raison de la non disponibilité de statistiques sur les dépenses catastrophiques de santé, cette variable a été remplacée par le ratio entre les paiements directs des ménages et les dépenses totales de santé qui est une mesure indirecte acceptée par l'OMS (2013).

4.3.2. Outils d'analyse des données

Les données ont été d'abord saisies sur le logiciel Microsoft Excel, avant d'être importées dans le logiciel XLSTAT d'Addinsoft, version 2019.3.2.61685, qui a servi d'implémentation numérique du modèle *PLS*. Comme les différentes variables manifestes sont diversifiées dans leur mesure, pour obtenir des échelles compatibles comme exigé par la technique *PLS* (Mourre, 2016), il a fallu corriger cette hétérogénéité des données par la transformation logarithmique, ce qui permet de mettre en exergue l'intensité de la variation pour chaque observation (année).

4.4. Limites de l'étude

Les limites de cette recherche résident dans trois aspects essentiels : la mesure de la CSU, la période d'étude et la technique d'estimation. D'abord, la CSU qui est très complexe est mesurée par deux indicateurs seulement,

savoir : le taux brut d'utilisation de services de santé et le taux de dépenses catastrophiques. Or, ces indicateurs ne suffisent pas pour saisir toute la portée de la CSU. Ensuite, la période d'étude qui est de huit ans et simplement limitée à la disponibilité et de la complétude de données est assez courte. Enfin, la technique d'estimation du modèle qui est utilisée, à savoir l'approche *PLS-PM*, ne tient pas compte des erreurs de mesure.

5. Résultats

5.1. Le modèle estimé

Après estimation, le modèle structurel obtenu se présente sous la forme algébrique comme suit :

$$CSU = 1,158 * PERF - 0,517 * POCOLL + 0,275 * POMECS$$

Schématiquement, le modèle peut être présenté comme dans la fig. 1

Ces résultats empiriques impliquent que la relation causale est positive et significative entre PERF et CSU (1,158), négative et significative entre POCOLL et CSU (-0,517) et positive et non significative entre POMECS et CSU (0,275). Toutefois, pour être statistiquement valide, le modèle estimé doit être évalué.

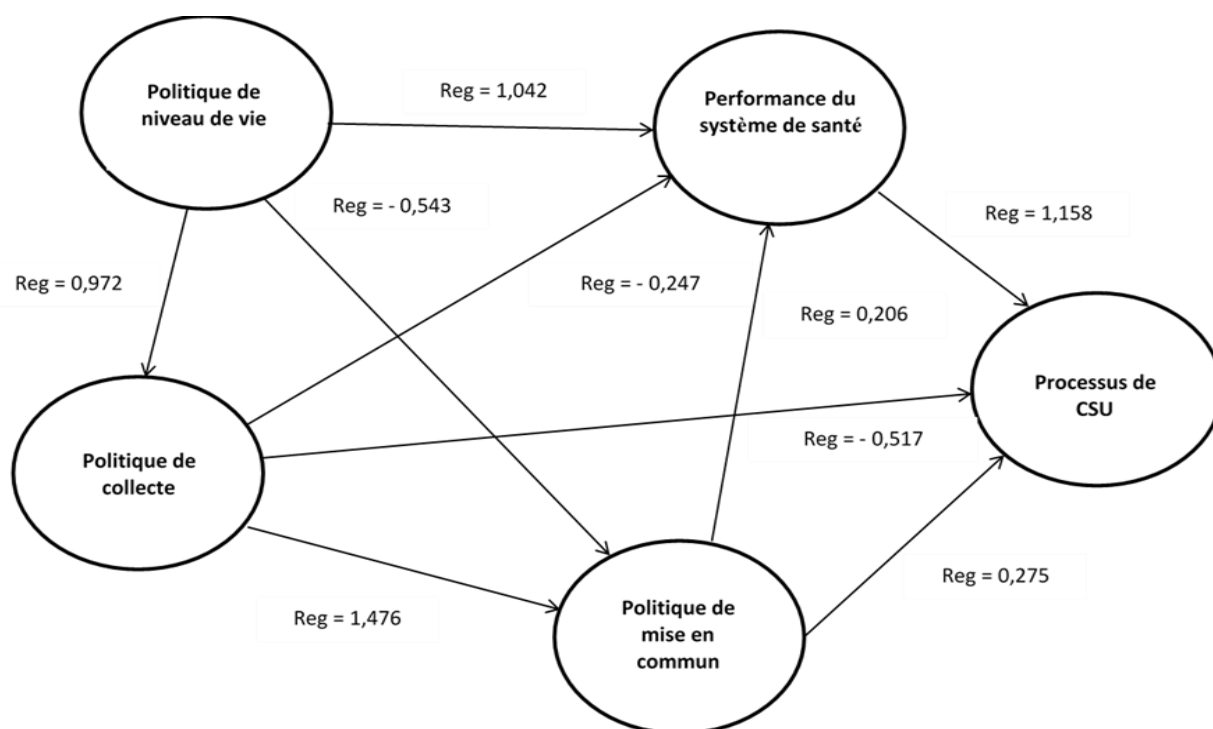


Fig.1. Les résultats d'estimation du modèle

5.2. Résultat de l'évaluation du modèle de mesure

Cette évaluation a consisté à vérifier, d'abord, la fiabilité des échelles de mesure au moyen des indices *Alpha de Cronbach* et *Rho de Dillon-Goldstein* et, ensuite, l'unidimensionnalité des blocs grâce aux *valeurs propres* associées aux variables latentes (tableau 6).

Tableau 9 : Fiabilité des échelles de mesure et unidimensionnalité des blocs latents

Variable latente	Dimensions	Alpha de Cronbach	Rho de D.G. (ACP)	Valeurs propres
NIVVIE	2	0,975	0,988	1,951 0,049
POCOLL	4	0,8	0,878	2,655 0,93 0,396 0,018
POMECO	5	0,948	0,961	4,152 0,486 0,333 0,026 0,003
PERF	3			2,426 0,573 0,001
CSU	2	0,632	0,845	1,462 0,538

Selon le tableau 6, l'*Alpha de Cronbach* et le *Rho de Dillon-Goldstein* sont positifs et supérieurs à 0,7 pour les variables réflectives du modèle. Ils sont respectivement de 0,948 et

de 0,961 pour POMECO, d'une part, et de 0,800 et 0,878 pour POCOLL, d'autre part. Ces deux critères statistiques se vérifient également pour la plupart des variables latentes formatives (NIVVIE et CSU). De ce fait, la fiabilité de l'échelle de mesure utilisée peut être attestée.

Concernant l'unidimensionnalité des blocs, le tableau 6 montre que les premières valeurs propres associées à chaque variable latente sont supérieures à 1 et les suivantes sont inférieures à 1. Ceci atteste l'unidimensionnalité des indicateurs et que ces derniers sont bien choisis pour quantifier ces variables. Ensemble, les trois critères tendent à confirmer la bonne spécification du modèle externe.

5.3. Résultat des tests du modèle structurel et du modèle global

5.3.1. Qualité d'ajustement

L'évaluation du modèle global a pour but de juger de la qualité d'ajustement de ce dernier aux données statistiques reflétant les différents indicateurs (Tenenhaus et al. 2005). Le tableau 10 ci-après présente les valeurs de *GoF*.

Tableau 10 : Qualité d'ajustement du modèle externe, du modèle interne et du modèle global

	GoF	GoF (Bootstrap)
Absolu	0,850	0,792
Relatif	0,895	0,819
Modèle externe	0,933	0,840
Modèle interne	0,959	0,975

Selon le tableau 10, l'index *GoF* se situe dans les marges du seuil préconisé qui est 0,9 (Mourre, 2016). En effet, les index *GoF* interne et externe sont supérieurs à 0,9 avec respectivement comme valeurs 0,959 et 0,933. Par contre, les *GoF* absolu et relatif (respectivement de 0,850 et 0,895) sont légèrement inférieurs à 0,9. En valeur normalisée (*GoF Bootstrap*), ces index diminuent légèrement de valeur, sauf pour le *GoF* interne dont la valeur "*bootstrap*" est plus élevée (0,975). Dès lors, la bonne qualité d'ajustement du modèle aux données peut être attestée. De ce fait, on peut passer au test de nos hypothèses.

5.3.2. Test d'hypothèses

Il s'agit de confirmer ou d'infirmer les hypothèses du modèle d'analyse (relations structurelles liant les variables latentes). Ce test passe par la double vérification des coefficients de régression ($R^2 > 0,1$ pour la confirmation des hypothèses) et des coefficients structurels (*Path coefficient* avec des valeurs supérieures ou égales à 0,2 pour la confirmation des liens structurels et supérieures à 0,3 pour leur significativité) [Lacroux, 2009, p.18]. Les coefficients de régression traduisent, en effet, une mesure de la variation de la variable latente endogène expliquée par les variables latentes exogènes (tableau 11). En revanche, les coefficients structurels des variables latentes exogènes fournissent la mesure des impacts de celles-ci sur la variable latente endogène (tableau 12).

Tableau 11 : Coefficients de régression des variables explicatives du modèle

	POCOLL	POMECO	PERF	CSU
NIVVIE	0,945	-0,484	1,027	
POCOLL		1,398	-0,237	-0,443
POMECO			0,185	0,228
PERF				1,053
CSU				

Selon le tableau 11, en valeur absolue, tous les coefficients de régression sont supérieurs au seuil empirique préconisé qui est 0,1 et donc sont significatifs. Ainsi, NIVVIE explique à 0,945 POCOLL, à |0,484| POMECO et 1,027 PERF. Les coefficients de régression entre POCOLL, d'une part, et POMECO, PERF et CSU, d'autre part, sont respectivement de 1,398, |0,237| et |0,443|. Le coefficient de régression de POMECO est de 0,185 sur PERF et de 0,228 sur CSU. Et, enfin, le coefficient de régression de PERF sur CSU est de 1,053.

Tableau 12 : Coefficients structurels des variables explicatives du modèle

	POCOLL	POMECO	PERF	CSU
NIVVIE	0,972	-0,543	1,042	
POCOLL		1,476	-0,247	-0,517
POMECO			0,206	0,275
PERF				1,158

Selon le tableau 12, les coefficients structurels sont supérieurs au seuil empirique de validité qui est 0,2. De ce fait, tous les impacts entre différentes variables structurelles sont confirmés. Néanmoins, ces coefficients ne sont pas tous significatifs (seuil empirique minimum de significativité est fixé à 0,3), notamment pour les liens structurels entre POCOLL et PERF, puis entre POMECO et PERF et enfin entre POMECO et CSU. De ce fait, la validité des hypothèses du modèle peut être attestée.

6. Discussion

Pour la période considérée, il ressort que l'impact de la politique des achats sur le processus vers la CSU est positif et significatif (1,158), tandis celui de la politique de collecte de fonds est négatif et significatif sur ce processus (-0,517) en RD Congo. Par contre, bien que positive (0,275), l'association entre ce processus et la politique de mise en commun de fonds n'est pas significative.

6.1. Impact de la politique de niveau de vie

Le niveau de vie a un impact positif et significatif sur la collecte des fonds pour la santé (0,972). Dans cet impact, le niveau de vie est plus influencé par le PIB/habitant, dont le poids externe est plus élevé (0,521) que par le nombre moyen d'années d'éducation, dont le poids externe est relativement faible (0,491). Par transitivity, ce résultat a deux implications. D'abord, la dépense de santé par source de financement augmente principalement avec le PIB/habitant. Autrement dit, la croissance économique détermine les dépenses de santé. Ce résultat confirme celui de l'OCDE (1997 cité par L'Horty et al. 1997). Ensuite, la dépense de santé par source de financement croît mais plus faiblement avec le niveau d'éducation. Ce qui laisse penser que la santé serait un bien de luxe ou supérieur (L'Horty et al. 1997).

Inversement, le niveau de vie a eu un impact négatif et significatif sur la mise en commun des fonds (-0,543). Dans cet impact, le régime de paiements directs a une part plus importante (avec 0,266 de poids externe) sur la mise en commun par rapport aux régimes concurrents. Les paiements directs baissent quand le niveau de vie augmente (PIB par tête et niveau d'éducation). Ce résultat confirme celui des travaux de OMS (2004, p. 2) selon lesquels les paiements directs de soins sont plus élevés dans les pays à moyen et faibles revenus.

Enfin, l'impact du niveau de vie est positif et significatif sur la performance du système de santé (1,042). L'analyse de cet impact montre que les achats de soins sont plus déterminés par l'espérance de vie à la naissance, la mortalité infantile et moins par la morbidité liée au paludisme (avec respectivement 0,422, -0,420 et 0,249 de poids externes). Par transitivity, ce résultat comporte deux implications. D'abord, les achats de soins augmentent avec le PIB/habitant et le niveau d'éducation, tel qu'attesté par d'autres chercheurs (Perkins, Radelet et Lindauer 2008, p.382). Ensuite, les achats de soins augmentent avec

l'espérance de vie comme signalé par d'autres (Messaili M. et Kaïd Tlilane, 2017 ; L'Horty et al.1997). Enfin, la performance du système de santé augmente avec la diminution de la mortalité infantile comme indiqué dans des études similaires (Duret 1999 ; Messaili M. et Kaïd Tlilane, 2017).

6.2. Impact de la politique de collecte

La collecte de fonds pour la santé exerce une influence négative et significative sur le processus de la CSU (-0,517). Dans cet impact, la collecte dépend plus des revenus des ménages (poids externe le plus élevé à 0,383) que d'autres sources de financement. Par transivité, l'augmentation de la part des revenus de ménages affectés à la santé (paiements directs) implique un ralentissement du processus vers la CSU.

L'impact de la politique de collecte sur la politique de mise en commun des fonds est positif et significatif (1,476). Les fonds du RDM prennent une grande part de cet impact (avec 0,373 de poids externe) alors que le régime des ONGs a un poids significatif dans la mise en commun (avec 0,234 de poids externe). Autrement dit, les dépenses de santé du régime des ONG augmentent avec les fonds de RDM. En dernier lieu, la collecte des fonds a un impact négatif mais non significatif sur la performance du système de santé (-0,247).

6.3. Impact de la politique de mise en commun

La mise en commun de fonds exerce un impact positif mais non significatif sur le processus de CSU (0,275). En effet, les paiements directs exercent un poids important dans la mise en commun (avec un poids externe de 0,266), suivis du régime des assurances-maladies (avec 0,236). Le processus de la CSU est plus lié à l'utilisation des services (poids externe de 0,729) et un peu moins aux dépenses catastrophiques des ménages (0,426). On peut conclure que c'est l'augmentation des paiements directs et les régimes des assurances qui ont amélioré le processus de la CS à travers l'utilisation des services mais tout en augmentant les dépenses catastrophiques (c'est-à-dire amélioration de l'accès sans protection financière). La mise en commun des fonds a eu un impact positif mais non significatif, sur la performance du système de santé (0,206). Autrement dit, les paiements directs (avec un poids externe de 0,266), suivis du régime des assurances maladie (avec 0,236) ont renforcé la performance du système de santé (espérance vie et taux de mortalité infantile) mais dans une moindre mesure.

6.4. Impact de la performance du système de santé

L'impact de la performance du système de santé sur le processus de CSU est positif et significatif (1,158). L'analyse cet impact permet de conclure que le poids de l'espérance de vie et celui de la diminution de la mortalité infantile (traduction de la performance) sont positifs et significatifs

dans le processus de CSU (mesuré par l'utilisation des services) en RD Congo.

7. Conclusion

Confrontée à un faible accès aux services de santé, une morbidité et une mortalité élevées, la RDC a levé l'option de se lancer dans le processus vers la CSU. L'objectif de cette étude a été d'examiner l'influence du système de financement de la santé en vigueur sur un tel processus. Pour ce faire, une recherche exploratoire basée sur une approche économétrique a été menée, à travers l'estimation d'un modèle d'équations structurelles à variables latentes au moyen de l'algorithme *PLS*.

Trois principaux résultats ont été obtenus. D'abord, il y a un impact positif et statistiquement significatif de la performance du système de santé sur le processus de CSU. La performance est essentiellement traduite par l'amélioration de l'espérance de vie et à la baisse de la mortalité infantile. Ensuite, l'impact du système de collecte des fonds sur ce processus est statistiquement négatif et significatif. Il est basé essentiellement sur les dépenses des ménages et de celles du reste du monde. Et, enfin, l'impact de la mise en commun de fonds est positif mais statistiquement non significatif sur ce processus. Cet impact tient plus de paiements directs élevés et de faibles dépenses des régimes d'assurance maladie. Le processus de la CSU est traduit plus par l'accroissement de l'utilisation des services que par la baisse des dépenses catastrophiques.

Deux recommandations en découlent. Primo, reformer la politique de collecte des fonds en vue de la réduction des dépenses des ménages et des dépenses externes. Secundo, reformer la politique de mise en commun par la diminution des paiements directs et l'accroissement des dépenses du régime d'assurance-maladie ainsi que celui des entreprises (réallocation des fonds privés). Enfin de compte, il s'agira d'augmenter les fonds publics pour la santé et les dépenses de santé des régimes publics.

Références

- [1]. Aspilaire, 2014, L'économie informelle en Haïti : un impact contracyclique sur le PIB ? *Mondes en Développement*, 2 n 166, pp. 101-112.
- [2]. Banque Mondiale (2018), World Director Indicators [Base de données]. Consultée sur <https://databank.banquemondiale.org/databases>, le 18 septembre 2019 à 21h25'.
- [3]. Audibert, M., Mathonnat, J. & De Roodenbeke ; E. (2004), Financement de la santé dans les pays à faible revenu : questions récurrentes, nouveaux défis, *Médecine tropicale*, n° 64 : pp. 552-560
- [4]. Balambo M. A. et Baz J. (2014) De l'intérêt de l'analyse des modèles des équations structurelles par la méthode *PLS* dans les recherches sur les relations inter-organisationnelles : le cas des recherches en Logistique. Exposé 7ème Edition du colloque international Logistica, Mai 2014, Fès, Maroc.
- [5]. Beresniak A. et Duru G. (2008), *Economie de la santé*, Sciences de la santé Elsevier, 312 p.

- [6]. Bukele, K.T. (2013), The Impact of Economic globalization on the Financing of Health Systems in Africa, Deuxième Symposium Mondial sur la Recherche sur les Systèmes de Santé, The Peking University of China (RP de Chine), Pékin, 31 octobre – 3 novembre 2012.
- [7]. Carrin, G. & James, C. (2004), *Atteindre la couverture universelle par l'assurance maladie obligatoire : problématiques conceptuelles-clé durant la période de transition*, WHO, Genève.
- [8]. Derquenne C. & Hallais C. (2004) Une méthode alternative à l'approche PLS : comparaison et application aux modèles conceptuels marketing, *Revue de statistique appliquée*, tome 52, no 3 (2004), p. 37-72.
- [9]. Esposito, V., Chin, W.W., Henseler, J. & Wang, H. (2010), *Handbook of Partial Least Squares: concepts, methods and applications*, Springer, Berlin.
- [10]. Fernandes V. 2012 En quoi l'approche PLS est-elle une méthode a (re)-découvrir pour les chercheurs en management ? *AIMS* | « M@n@gement » 2012/1 Vol. 15 | pages 102 à 123
- [11]. Folland, S., Goodman, A. & Stano, M. (2013), *The Economics of health and health care*, 7th edition, Pearson Education, Inc., New jersey.
- [12]. Guillaumont P. et Wagner L. (2013) Efficacité de l'aide pour la réduction de la pauvreté: leçons tirées d'études transversales axées sur la vulnérabilité structurelle, *Revue d'économie du développement*, vol. 21, n°4, pp 115-164.
- [13]. Institut National de la Statistique /RDC (2018) *L'enquête par grappes à indicateurs multiples (MICS) MICS-Palu, RDC 2017-2018*, UNICEF-USAID, Kinshasa.
- [14]. Jarvis, C. B., Mackenzie, S. B., & Podsakoff, P. M. (2004). Un examen critique des indicateurs de construit et des erreurs de spécification des modèles de mesure dans la recherche en marketing et en comportement du consommateur. *Recherche et applications en Marketing*, 19(1), 73-97.
- [15]. Jöreskog, K.G. and Wold, H.O.A. (1982), "The ML and PLS techniques for modeling with latent variables : historical and comparative aspects", in Wold, H.O.A. and Jöreskog, K.G. (Eds), *Systems under Indirect Observation Part I*, North-Holland, Amsterdam, pp. 263-270. Kutzin (2012)
- [16]. McIntyre D. et Kutzin J. (2017) *Diagnostic et éléments d'orientation pour le financement de la santé : les bases de l'élaboration d'une stratégie nationale*, OMS. Genève. 64 p.
- [17]. Kutzin, J. (2001), A descriptive framework for country-level analysis of health care financing arrangements, *Health policy*, n°56, pp.171-204.
- [18]. Lacroux, A (2009), L'analyse des modèles de relations structurelles par la méthode PLS : une approche émergente dans la recherche quantitative en GRH, *XX ème congrès de l'AGRH*, Toulouse, p.2
- [19]. Lacroux, A. (2011), Les avantages et les limites de la méthode « Partial least squares » (PLS) : une illustration empirique dans le domaine de la GRH, *Revue de gestion des ressources humaines*, n°80, pp.45-64.
- [20]. Lang, E. & al. (2018), *Analyse du système de financement de la santé à Madagascar pour guider de futures réformes, notamment la CSU*. Washington, DC : Palladium, health Policy plus.
- [21]. L'Horty Y., Quinet A., Rupprecht F. Expliquer la croissance des dépenses de santé : le rôle du niveau de vie et du progrès technique. In: *Économie & prévision*, n°129-130, 1997-3-4. Nouvelles approches micro-économiques de la santé. pp. 257-268;
- [22]. McIntyre, D. (2007), *Enseignements tirés de l'expérience : le financement des soins de santé dans les pays à faibles et moyens revenus*, Global forum for health research, Genève.
- [23]. Meschi, P.-X et Livolsi, L., (2003). Méthodologie quantitative de la recherche en gestion des ressources humaines, in Allouche, J. (éditeur), *Encyclopédie des Ressources Humaines*, Vuibert, Paris, pp. 897-908.
- [24]. Messaili M. & Kaïd Tilane N. (2017) Dépenses publiques de santé et santee de la population en Algérie : une analyse économétrique.S.F.S.P., *Santé Publique*, 3 Vol. 29 | pages 383 à 392.
- [25]. Ministère de la santé publique-RDC (2016), Plan National de Développement Sanitaire 2016-2020 : vers la couverture sanitaire universelle, Kinshasa.
- [26]. Ministère de la santé publique-RDC (2018), Plan National de Développement Sanitaire recadré pour la période 2019-2022 : vers la couverture sanitaire universelle, Kinshasa.
- [27]. Ministère de la santé publique-RDC/PNCNS (2013), Rapport sur les comptes nationaux de la santé 2010 et 2011, Kinshasa
- [28]. Mourre, M.L. (2016), La modélisation par équations structurelles basée sur la méthode PLS : une approche intéressante pour la recherche en marketing...
- [29]. OMS (2000), Rapport sur la santé dans le monde, 2000 -pour un système de santé plus performant, Genève.
- [30]. OMS (2010), Rapport sur la santé dans le monde, 2010 –Le financement des systèmes de santé : le chemin vers une couverture universelle, Genève.
- [31]. OMS (2013), Rapport sur la santé dans le monde : la recherche pour la couverture universelle, Genève.
- [32]. Ottersen, T et al. (2015), Faire des choix justes pour une couverture sanitaire universelle, Rapport final du groupe consultatif de l'OMS sur la CSU et équitable, OMS, Genève.
- [33]. Palingwindé, Y.T. (2017), Financement soutenable de la santé pour le progrès vers la couverture universelle en santé dans les pays à revenus faible et intermédiaire. Thèse de doctorat : sciences économiques. Auvergne : Université de Clermont Auvergne, Inédit.
- [34]. Perkins D.H., Radelet S. et Lindauer D.L. (2008) *Economie du Développement*, 3ed.Ed. De Boeck, 763 p.
- [35]. Tenenhaus & al. (2005), PLS path modeling, *Computational Statistics and Data Analysis*, 48, pp.159-205
- [36]. Tenenhaus, M. (2019), *La Régression PLS : Théorie et Pratique*, Editions Technip, Paris.
- [37]. Zeroual, A. (2017) La sociologie de Pierre Bourdieu et les sciences de gestion, *Critique économique* n° 35, Hiver-Printemps 2017.
- [38]. Zheng, L., Plaisent, M. & Zuccaro, C. (2018), *Introduction à la modélisation d'équations structurelles : AMOS dans la recherche en gestion*, Presses de l'Université du Québec, Québec.