

Accessibilité aux infrastructures sanitaires et poids des dépenses de santé en Côte d'Ivoire

DJESSOU Flore Marie Hélène Épse TRA

UFR des Sciences Sociales (UFRSS)

Département d'Économie et de Gestion

Université Peleforo GON COULIBALY (UPGC) – Korhogo – Côte d'Ivoire

N'KONGON Yeradé Jeanne Épse SANGARE

Laboratoire de Recherche en Économie et Gestion (LAREG)

UFR des Sciences Économiques et de Gestion (UFRSEG)

Université Jean Lorougnon Guédé – Daloa – Côte d'Ivoire

Résumé : Cette étude examine la relation entre l'accessibilité aux infrastructures sanitaires et le poids des dépenses de santé dans le revenu des ménages en Côte d'Ivoire. Elle identifie les facteurs explicatifs du poids des dépenses de santé supportées par les ménages tout en évaluant les impacts desdits facteurs. Pour ce faire, l'étude a recours à la méthode des doubles différences avec appariement sur score de propension. Cette méthode est appliquée à des données issues des bases de l'ENV 2015 et de l'EHCVM 2018. Les résultats obtenus montrent qu'une accessibilité accrue aux infrastructures sanitaires entraîne respectivement une utilisation excessive des services médicaux, un accroissement de la demande de soins et de produits d'assurance, avec pour corollaire l'augmentation des dépenses de santé. Par ailleurs, l'étude démontre que le statut matrimonial, l'âge, la taille du ménage, le niveau d'instruction, la religion et la zone de résidence ont des effets significatifs sur le poids des dépenses de santé des ménages. Sur la base de ces résultats, on recommande les actions, telles que le renforcement de la gestion des coûts de la santé et la réduction des dépenses de santé à travers l'amélioration des prestations de la Couverture Maladie Universelle (CMU).

Mots-clés : Infrastructures de santé ; Dépenses de santé ; Double différence avec appariement ; Côte d'Ivoire.

Digital Object Identifier (DOI): <https://doi.org/10.5281/zenodo.8387858>



1. Introduction

L'importance de la santé n'est plus à démontrer dans les processus de création des richesses et de développement économique et social. Aussi la transformation qualitative des services de santé est devenue par la force des choses, à la fois un objectif ultime de développement et un élément fondamental dans la réalisation d'une croissance économique inclusive. Ainsi, l'accès à des soins de qualité est essentiel dans l'amélioration de la qualité de vie des populations africaines dans la mesure où les investissements y afférant leur permettront de s'épanouir et d'atteindre leur plein potentiel conformément à l'Objectif de Développement Durable n° 3 des Nations Unies dédié à la bonne santé et au bien-être (BAD, 2021).

Conscientes de cet état de fait, les autorités ivoiriennes ont entrepris diverses initiatives pour réformer le système de santé en améliorant l'offre de services de santé et en renforçant l'accès des populations aux services de santé de qualité. Ainsi, au lendemain de la crise post-électorale, l'État ivoirien s'est focalisé sur la remise en état et la construction des infrastructures de santé à travers le pays. Au cours de la période 2016-2020, on a observé la poursuite des investissements dans le domaine de la santé des populations matérialisés par : (i) l'ouverture du Centre Hospitalier Universitaire (CHU) d'Angré ; (ii) la réhabilitation partielle de cinq Centres Hospitaliers Régionaux (CHR) et de 14 Hôpitaux Généraux ; (iii) la réhabilitation de 233 centres de santé urbains et ruraux ; (iv) la réhabilitation de l'hôpital psychiatrique de Bingerville ; (v) la construction du Centre National d'Oncologie Médicale et de Radiothérapie Alassane Ouattara (CNRAO) pour le traitement des cancers; (vi) la création de l'Institut de Médecine Nucléaire d'Abidjan (IMENA) ; (vii) la construction de l'Hôpital Mère-Enfant de Bingerville (Rapport PSGOUV, 2019). Aujourd'hui, on constate une progression significative dans les indicateurs de santé. Le nombre total d'Établissements Sanitaires de Premier Contact (ESPC) est passé de 2 023 en 2016 à 2 311 en 2020, soit des progressions du ratio ESPC-Population de 0,83 ESPC pour 10 000 habitants en 2016 à 1,29 ESPC pour 10 000 habitants en 2020 et du taux d'accès aux services de santé de 67 % à 70,17% au cours de la même période (Selon le Rapport Annuel sur la Situation Sanitaire (RASS, 2020). Malgré, les efforts déployés par le Gouvernement ivoirien pour améliorer l'accès aux infrastructures de santé, plusieurs insuffisances persistent dans le système de santé. L'accessibilité géographique aux services de santé demeure encore un obstacle majeur à l'utilisation des services par les populations. On estime, qu'en 2020, environ 30% de la population vit encore à plus de 5 kilomètres d'un établissement pour un objectif de 0% de personnes ne parcourant pas plus de 5 kilomètres pour accéder à un centre de santé (RASS, 2020). Pourtant, l'accessibilité aux infrastructures sanitaires est un élément primordial dans l'accès aux soins de santé avec un impact significatif sur les dépenses de santé des individus et des ménages (Kruk et al., 2018).

Dès lors, il importe de mener la réflexion sur l'accessibilité aux infrastructures sanitaires et les dépenses de santé des ménages en Côte d'Ivoire, et ce pour trois raisons principales :

- Au niveau social, la recherche permettra l'identification des déterminants des inégalités et propose des recommandations susceptibles d'induire la réduction des disparités et la promotion d'une plus grande équité dans l'accessibilité aux infrastructures sanitaires ;

- Au niveau politique, les résultats de la recherche pourront apporter des réponses permettant d'orienter les politiques de santé et les interventions visant à améliorer l'accessibilité aux services de santé;

- Au niveau scientifique, la recherche sur l'accessibilité aux infrastructures sanitaires et les dépenses de santé des ménages en Côte d'Ivoire contribuera aux débats scientifiques sur les facteurs explicatifs du poids des dépenses de santé dans le revenu des ménages et sur les stratégies à mettre en œuvre pour améliorer l'accessibilité aux infrastructures sanitaires et le bien-être des ménages.

Au vu de tout ce qui précède, l'on peut s'interroger sur le lien réel entre l'accessibilité aux infrastructures sanitaires et le poids des dépenses de santé dans le revenu des ménages. En d'autres termes, quel est

l'impact de l'accessibilité aux infrastructures sanitaires sur la sécurité financière des ménages ? Existe-t-il des disparités en termes de dépenses sanitaires en fonction des facteurs socio-démographiques (situation matrimoniale, genre, âge, niveau d'instruction, religion, zone d'habitation, etc.). Comment ces disparités influent-elles sur les dépenses de santé des ménages ?

2. Revue de la littérature

Cette section sera axée sur trois points : la définition des concepts, la revue théorique et empirique.

2.1 Définition des concepts d'accès et d'accessibilité aux infrastructures sanitaires

On assiste à un débat scientifique qui commence avec la divergence des points de vue relatifs à la définition même du concept d'accès aux soins. Le caractère polysémique dudit concept se révèle nettement dans les écrits de Guagliardo, (2004, P.3). Cet auteur stipule que « [ce concept] se décline en "accès potentiel" ou possibilité d'accéder aux soins (accessibilité) et en "accès réalisé" ou recours aux soins. L'accès aux services de santé est fonction de plusieurs facteurs notamment les facteurs sociétaux, les caractéristiques du système de soins et les déterminants individuels ». Quant à Risterucci et Bouty (2010), ils définissent l'accès à quelque chose comme étant la liberté et la possibilité d'obtenir ou de faire usage de cette chose. Pour eux, l'accès à la santé correspond donc au droit individuel d'obtenir des soins lorsque l'on en a besoin.

2.2 Revue de la littérature théorique

Cette revue s'articulera autour de deux sections, la première examinera les différentes approches de l'accès aux soins de santé et la seconde s'intéressera à la complémentarité entre la dimension spatiale de l'accès aux soins et les dépenses des ménages.

2.2.1 Les différentes approches de l'accès aux soins

De façon générale, la théorie relative à l'accès aux soins de santé distingue l'approche processus de l'approche dimension (Fathaoui, 2023). Tandis que certains auteurs (Guagliardo, 2004 ; Travis et al., 2004) privilégient la première approche dans leur analyse, d'autres à l'image de Obrist et al. (2007) optent pour la seconde. Ils distinguent cinq dimensions à savoir la disponibilité, l'accessibilité, l'abordabilité, l'adéquation et l'acceptabilité. Un cadre plus récent met l'accent sur les partenariats internationaux (Frost et Reich, 2010).

Quant à Guagliardo (op. cit.) il examine, dans l'approche processus, les différentes étapes du processus d'accès aux soins de santé et conclut à l'existence de deux étapes pour accéder aux soins. La première étape "potentielle" est fondée sur la disponibilité des services de santé dans une région donnée. La seconde étape "réalisée" fait référence à la capacité réelle des patients à utiliser effectivement les services de santé.

Pour Travis et al. (op. cit.), l'accessibilité potentielle, selon une approche processus, se transforme en consommation de soins par la suppression de certains obstacles parmi lesquels ils distinguent les contraintes financières liées notamment aux coûts des soins des contraintes non financières qui ont trait à la distance évaluée tantôt en termes de coût tantôt en termes de temps.

En adoptant l'approche dimension, Penchansky et Thomas (1981) analysent l'accès aux soins à travers la description des relations entre le patient et le système de santé. Et le modèle d'accessibilité aux soins de santé auquel ils aboutissent comprend cinq dimensions :

- (1) La disponibilité de l'offre se traduit par la présence de services de santé et de praticiens qualifiés dans une région donnée ;
- (2) L'accessibilité financière établit la relation entre les prix des soins de santé et le niveau de revenu du patient ;

(3) L'accessibilité géographique concerne la distance séparant les patients et les services de santé (coût en termes de distance parcourue, coût en termes de temps mis pour s'y rendre) ;

(4) L'acceptabilité des soins établit l'équivalence entre les attentes des patients et les caractéristiques des entités qui fournissent les soins de santé ;

(5) La capacité d'utilisation concerne les conditions liées au fonctionnement des établissements sanitaires (horaires d'ouverture, délais d'attente, etc.), et leurs capacités à réajuster leur offre à la demande.

Aussi, ce débat d'intellectuels se poursuit avec les discussions sur les notions d'"accessibilité" et de "disponibilité". Pour Picheral (2002), l'accessibilité aux soins est la capacité matérielle d'accéder aux ressources sanitaires et aux services de santé. Tout en recouvrant les dimensions matérielle et sociale, cette notion traduit la possibilité de recourir aux prestataires de soins et n'a donc qu'une valeur potentielle (desserte). Elle est surtout fonction du couple distance/temps. Condition essentielle de l'accès aux soins, l'accessibilité ne détermine pas à elle seule le recours aux soins effectifs. Quant à Khan (1992), il opère une distinction entre, d'une part, l'accessibilité financière et l'accessibilité géographique qui ont trait toutes les deux à la dimension spatiale, et d'autre part, les autres éléments qui se réfèrent à la dimension non spatiale de l'accès aux soins.

Selon Handy et Niemer (1997), c'est la mesure de la dimension spatiale de l'accessibilité qui impacte essentiellement le recours aux soins de santé. Gabrielli et Mangeney (2019) soutiennent également l'importance de la dimension spatiale car elle informe les pouvoirs publics et les aménageurs du territoire sur les zones à faible accessibilité et permet d'évaluer les inégalités sociospatiales. Pour Coulibaly et al.(2023) ces inégalités sont essentiellement induites par le facteur distance qui entraîne des coûts importants liés au transport et l'état difficile des certaines voies d'accès. L'une des conséquences directes est l'orientation vers la médecine traditionnelle.

Par contre, la disponibilité des services doit être appréhendée comme étant la présence physique de la fourniture des services. Elle recouvre l'infrastructure sanitaire, les personnels de santé de base et des aspects de l'utilisation des services (OMS, 2015).

En ce qui concerne le poids des dépenses de santé, on peut l'assimiler au rapport entre la dépense de santé et le revenu. On peut également le définir comme étant la proportion des ménages ou des personnes qui supportent des dépenses de santé largement supérieure à la moitié de leur revenu (Owoundi, 2013).

2.2.2 Complémentarité entre la dimension spatiale de l'accès aux soins et les dépenses de santé des ménages.

S'agissant de la complémentarité entre la dimension spatiale de l'accès aux soins et dépenses de santé des ménages, deux théories sous-jacentes émergent : la première explique comment l'accessibilité géographique aux services de santé peut accroître les dépenses de santé et la seconde montre comment cette accessibilité peut réduire les coûts sanitaires.

Pour analyser l'influence de l'accessibilité géographique des services de santé sur le coût des dépenses de santé supporté par les ménages, Andersen et Newman (1973) ont élaboré le modèle comportemental des patients en matière de santé. Le modèle de ces auteurs repose fondamentalement sur l'idée selon laquelle les services de santé facilement accessibles produisent de nombreux avantages tels que la réduction du coût du transport, la réduction du temps mis pour accéder au centre de santé, qui motivent les patients à recourir aux soins de santé. Ainsi, les dépenses de santé comprenant les coûts de consultations et les coûts de transport, pourraient baisser.

Dans cette veine, Shi et Singh (2019) ont défini un cadre conceptuel qui indique que lorsque les centres de santé sont éloignés les individus sont moins susceptibles de rechercher régulièrement des soins de santé. Cela pourrait entraîner un retard dans le traitement des maladies, une augmentation des complications médicales et par ricochet l'augmentation des coûts de santé.

L'étude de Sanoussi, et Ametoglo (2019) met en exergue la spécificité du continent africain en analysant les effets des variables démographiques telles que la situation économique du ménage, la taille du ménage, le lieu de résidence des ménages et les caractéristiques du chef de ménage, sur les dépenses de santé des ménages.

En somme, la revue théorique a permis de montrer que les difficultés d'accès aux services de santé impactent les dépenses consacrées à la santé.

2.3 Revue de la littérature empirique

Sur le plan empirique, des réflexions ont également été menées par plusieurs auteurs. Ainsi, Habibov (2009) utilise deux modèles multivariés et conclut à l'existence d'un lien négatif entre l'accessibilité géographique aux infrastructures sanitaires et les dépenses de santé. Cet auteur procède, tantôt à une régression logit binomiale pour identifier les déterminants de l'utilisation des soins de santé, tantôt à une régression Tobit pour analyser les déterminants des dépenses personnelles. Cette étude a révélé que la distance géographique est un facteur déterminant dans l'utilisation des services de santé au Tadjikistan. Cet auteur révèle que la nécessité de parcourir une longue distance pour se rendre au poste de santé réduit significativement la probabilité de fréquenter ce poste de santé. Ainsi, il établit une relation positive entre la distance géographique et les dépenses directes liées à la santé ; ces dernières ayant tendance à croître avec les coûts de transport.

En explorant le comportement des ménages togolais face aux dépenses de santé et en explorant les facteurs explicatifs desdites dépenses, Sanoussi et Ametoglo (2019) soulignent que quatre ménages sur dix ont effectué des dépenses dont les montants sont jugés catastrophiques comparativement à ceux consacrés à des postes de dépenses non alimentaires. Parmi les ménages effectuant des dépenses catastrophiques, les ménages à risque allouent 60 % de leurs dépenses mensuelles totales aux soins de santé. Par ailleurs, les résultats de leur recherche indiquent « qu'un ménage togolais appartenant à un quintile élevé, ayant un homme comme chef de ménage, veuf, avec un niveau d'instruction primaire ou élevé, est faiblement exposé à un risque de dépenses catastrophique de santé ». Pour aboutir à ces résultats, ces auteurs ont utilisé une méthodologie en six étapes: La détermination de la capacité à payer des ménages en privant les dépenses totales des ménages de celles en biens alimentaires (i) ; la mesure de la part des dépenses de santé dans les dépenses totales en produits non alimentaire (ii) ; le calcul des dépenses catastrophiques de santé (iii) ; le calcul de l'incidence des dépenses catastrophiques (iv) ; le calcul de l'intensité des dépenses catastrophiques (v) et enfin l'estimation des dépenses catastrophiques (vi). Sanoussi et Ametoglo (op. cit.) ont identifié les déterminants des dépenses catastrophiques de santé (par rapport à la capacité à payer ou les dépenses totales) à partir d'un modèle de régression logistique utilisant des caractéristiques socio-démographiques et économiques des ménages. Ces auteurs se sont notamment fixé l'objectif d'évaluer les effets de l'accessibilité aux infrastructures sanitaires sur les dépenses de santé des ménages et également de mesurer l'effet des variables socio-démographiques sur les dépenses de santé.

3. Méthodologie de l'étude

Sur la base des écrits pertinents susmentionnés, le modèle de régression logistique utilisé par Sanoussi et Ametoglo (2019) s'est révélé être tout à fait adapté à la présente étude. Mais, contrairement à l'étude de ces auteurs qui est basée sur les données de Bien-être sur une seule période (QUIBB, 2015), la présente étude utilise deux bases de données sur le niveau de vie des ménages compilées à des périodes différentes. Cette raison a justifié le choix de recourir dans cette étude au modèle de double différence avec appariement combiné au logit.

Ainsi, dans cette section, nous traiterons successivement de la présentation du modèle théorique, le choix du modèle utilisé, de la source des données et la spécification des variables.

3.1 Fondement théorique du modèle de double différence avec appariement sur score de propension

Le modèle de double différence avec appariement trouve ses fondements théoriques dans l'économétrie et l'inférence causale, et ces fondements sont construits autour des concepts et des théories ci-après.

3.1.1 Inférence causale

Pour expliquer le fondement théorique du modèle de double différence avec appariement sur score de propension, nous empruntons comme axe fondamental l'inférence causale. Le modèle causal contrefactuel prend ses racines dans les travaux de Splawa-Neyman (1923) et Fisher (1935) dans le cadre d'expériences aléatoires dans le champ des sciences médicales. Il a été ensuite étendu au domaine des sciences sociales par Rubin (1974). Selon ce modèle, un individu i peut avoir deux résultats potentiels, notés Y_1 en cas de participation au programme ou traitement (ici le ménage bénéficie d'un accès au centre de santé le plus proche) et Y_0 dans le cas inverse, et un résultat observé (par exemple le poids des dépenses de santé dans le revenu des ménages) qui peut s'écrire de la manière suivante :

$$Y_i = Y_i^1 * D + Y_i^0 * (D - 1) \quad (1)$$

Avec $D \in \{0,1\}$ une variable binaire désignant le statut de i au regard du traitement.

L'effet du traitement est donné par : $\Delta i = Y_i^1 - Y_i^0$. (2)

Cette différence représente le problème fondamental d'évaluation (Holland, 1986), car il est impossible d'observer, pour le même individu, les deux résultats avec et sans traitement. Avant de comparer les résultats, il paraît utile de vérifier la concordance des contrefactuels à partir desquels seront évalués les effets des mesures. Le contrefactuel indique quelle aurait été la situation de l'individu s'il n'avait pas eu accès au traitement (Bourguignon et Landais, 2022). Dans le modèle de Rubin, il existe deux principales méthodes pour estimer l'effet moyen de traitement à savoir les méthodes expérimentales et les méthodes quasi-expérimentales. Nous optons pour la méthode quasi-expérimentale notamment celle de la double différence avec appariement sur score de propension.

3.1.2 La méthode de doubles différences

La méthode des doubles différences est une méthode quantitative quasi-expérimentale permettant d'évaluer l'impact d'une intervention grâce à la constitution de groupes de comparaison et à la mesure de l'évolution d'un résultat entre un moment initial pré-intervention et un moment ultérieur où seulement un des deux groupes a reçu l'intervention. Cette méthode est très utile pour l'évaluation ex-post de l'impact d'une intervention (Fougère et Jacquemet, 2023).

Dans la méthode des doubles différences les deux conditions de validité clés sont l'exogénéité des variables explicatives et la condition de tendance temporelle commune. L'exogénéité se réfère au fait que les variables qui influencent à la fois l'affectation au traitement et les résultats ne sont pas corrélées avec l'erreur de régression. Cette condition stipule que les groupes traité et de contrôle doivent partager une tendance temporelle similaire avant l'intervention. Si ces conditions ne sont pas réunies alors les estimations pourraient être biaisées.

Dans notre étude, nous avons résolu le problème d'endogénéité en introduisant des variables de contrôle qui pourraient être des causes communes de la variable indépendante et de la variable dépendante. Nous avons contrôlé les facteurs confondants en appariant les deux groupes (les ménages vivant à moins de 5km du centre de santé le plus proche et ceux vivant à plus de 5Km).

3.1.3 La méthode d'appariement sur score de propension

La méthode d'appariement sur score de propension est une technique couramment utilisée pour réduire le biais de sélection dans les études observationnelles. Introduit par Rosenbaum et Rubin (1983), le score

de propension désigne la probabilité d'être exposé à un traitement, selon un ensemble de caractéristiques observables.

$$e(X_i) = P(T_i = 1|X_i) \text{ avec } 0 < e(X_i) < 1 \quad (3)$$

En utilisant le score de propension, l'hypothèse d'indépendance conditionnelle devient:

$$(Y_{i0}, Y_{i1}) \perp = T_i | e(X_i) \quad (4)$$

Nous avons validé l'hypothèse d'indépendance conditionnelle en effectuant le test d'équilibre de Becker et Ichino (2002) appelé balancing test. Nous avons testé la qualité du score en validant l'hypothèse de support commun à travers les graphes (Djessou, 2018).

3.1.4 Spécification du modèle

Le modèle logit a une double nature. D'une part, c'est un modèle de régression où la variable dépendante est binaire, c'est-à-dire que la variable ne peut prendre que deux valeurs, généralement 0 et 1. D'autre part, c'est une méthode alternative à l'analyse discriminante linéaire. Il repose sur la fonction de répartition cumulative de la distribution logistique, également appelée fonction logistique définie comme suit :

$$P(Y=1) = \frac{1}{1+e^{1-Xi\beta}} \quad (5)$$

avec

$P(Y = 1)$: la probabilité que la variable dépendante Y prenne la valeur 1

X : le vecteur de variables indépendantes

β : le vecteur des coefficients du modèle.

Le modèle logit dichotomique est tout à fait adapté à cette étude. D'une part, il permet à travers le score de propension d'apparier les individus des deux groupes, et d'autre part, il mesure l'influence de la variable accessibilité aux infrastructures sanitaires sur le poids des dépenses de santé dans le revenu des ménages. Selon Karaca-Mandic et al. (2012), ce modèle peut s'étendre à la mesure de l'effet causal en ajoutant des termes d'interaction.

Ainsi, nous spécifions notre modèle comme suit :

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 (T_i * t) + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

avec Y_{it} : la variable de résultat du ménage i à la période t

T_i : la variable indiquant le statut de traitement, qui prend la valeur 1 si le ménage a facilement accès au centre de santé le plus proche et 0 sinon

t : la variable temporelle, égale à 0 pour l'année 2015 et 1 pour l'année 2018

$T_i * t$: le terme d'interaction des deux variables

X_{it} : les caractéristiques associées au chef de ménage

ε_{it} : le terme d'erreur

β_2 : l'estimateur de double différence, il mesure l'effet moyen de l'accessibilité aux infrastructures de santé sur les traités

$$\beta_2 = DID = \Delta Y_T - \Delta Y_C = (Y_{11} - Y_{10}) - (Y_{21} - Y_{20}) \quad (7)$$

Nous avons également utilisé la technique d'appariement sur score de propension qui vise à créer des groupes de traitement et de contrôle similaires en termes de caractéristiques observables. Cela permet de réduire le biais potentiel causé par les différences initiales entre les groupes. L'estimation du score de propension est effectuée comme suit :

$$e(X_i) = P(T_i = 1 | X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}) \quad (8)$$

$$\hat{e}(X_i) = \frac{1}{1+e^{-(\hat{\alpha} + \beta_k x_{ik})}} \quad (9)$$

avec T_i : la variable accessibilité au centre de santé le plus proche, où $T_i = 0$, si le centre de

santé est éloigné pour le ménage (c'est-à-dire à plus de 5 kilomètres) et $T_i = 1$, si le centre de santé est proche pour le ménage (à moins de 5 kilomètres).

Les ménages ont été appariés sur la base des caractéristiques observables suivantes : la situation matrimoniale, l'âge, le niveau d'éducation et la religion du chef de ménage.

3.2 Base de données

Les données utilisées dans cette étude ont été compilées à partir de deux bases de données pour un échantillon de 5.263 ménages :

- **Enquête sur le Niveau de Vie des Ménages de 2015 (ENV 2015)**, enquête réalisée en Côte d'Ivoire par l'Institut National de la Statistique (INS) qui vise à collecter des informations destinées à améliorer la planification et l'évaluation des politiques économiques et sociales en Côte d'Ivoire ;
- **Enquête Harmonisée sur les Conditions de Vie des Ménages (EHCVM 2018), édition 1** réalisée en Côte d'Ivoire, cette dernière a été effectuée dans les huit pays membres de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) et répond à la nécessité d'adopter une méthodologie harmonisée pour faciliter les comparaisons des indicateurs-clés de suivi des politiques publiques, notamment les Objectifs du Développement Durable (ODD) entre les pays membres de cette organisation sous-régionale. En outre, les résultats de cette enquête ont permis d'évaluer l'état actuel des conditions de vie de la population ivoirienne et de mesurer les progrès réalisés en termes de bien-être.

3.3 Spécification des variables

Les principales caractéristiques des variables susceptibles d'influencer le poids des dépenses de santé dans le revenu des ménages sont exposées ci-après (voir Tableau 1 ci-dessous).

Tableau 1 : Variables utilisées pour l'estimation

Variable	Description	Type
Variable expliquée		
poids_dep	Le poids des dépenses de santé dans le revenu des ménage	Qualitative - Prend la valeur 1 si la valeur des dépenses de santé supportées par le chef de ménage est inférieure à la moitié de son revenu. - Prend la valeur 2 si la valeur des dépenses de santé supportées par le chef de ménage est supérieure ou égale à la moitié de son revenu.
Variable explicative		
TRAITE_Year	L'interaction entre le traitement et la période	Qualitative
sit_matri	La situation matrimoniale du chef de ménage	Qualitative - Prend la valeur 1 si le chef de ménage est marié. - Prend la valeur 2 si le chef de ménage est célibataire. - Prend la valeur 3 si le chef de ménage est veuf.
genre	Le genre du chef de ménage	Qualitative - Prend la valeur 1 si le chef de ménage est de genre masculin.

		- Prend la valeur 2 si le chef de ménage est de genre féminin.
age	L'âge du chef de ménage	Quantitative [13 ans, 100 ans]
age ²	L'âge au carré du chef de ménage	Quantitative
taille_men	La taille du ménage	Quantitative [01 membre, 22 membres]
inst_chef	Le niveau d'instruction du chef de ménage	Qualitative - Prend la valeur 1 si le chef de ménage n'est pas instruit. - Prend la valeur 2 si le chef de ménage a le niveau primaire. - Prend la valeur 3 si le chef de ménage a le niveau secondaire. - Prend la valeur 4 si le chef de ménage a le niveau supérieur.
relig_chef	La religion du chef de ménage	Qualitative - Prend la valeur 1 si le chef de ménage est musulman. - Prend la valeur 2 si le chef de ménage est chrétien. - Prend la valeur 3 si le chef de ménage a une autre religion. - Prend la valeur 4 si le chef de ménage est animiste. - Prend la valeur 5 si le chef de ménage est sans religion.
zone	La zone de résidence	Qualitative - Prend la valeur 1 si le ménage se trouve en zone urbaine. - Prend la valeur 2 si le ménage se trouve en zone rurale.

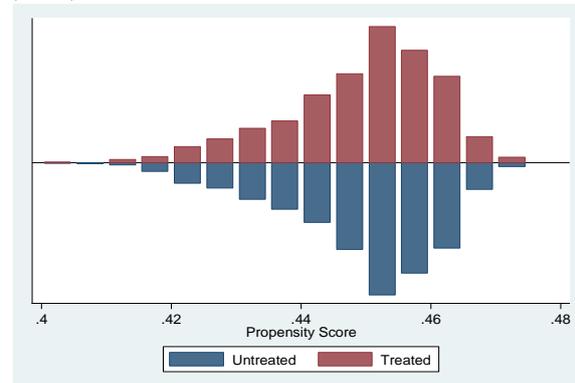
Source : construit par les auteures.

4. Analyse des résultats de l'estimation de double différence avec appariement

Nous présenterons dans cette section d'une part les résultats de l'appariement et d'autre part ceux de la double différence avec appariement.

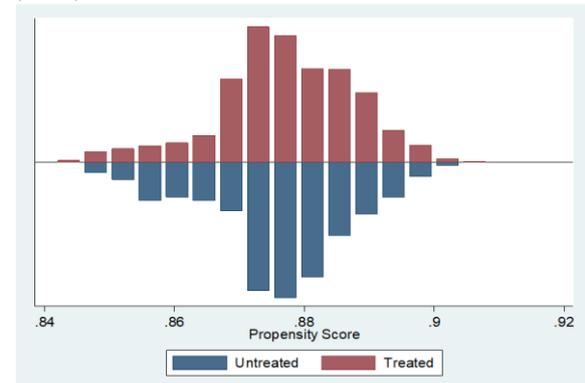
4.1 Résultats de l'appariement

Graphique 1. Distribution du propensity score (2015)

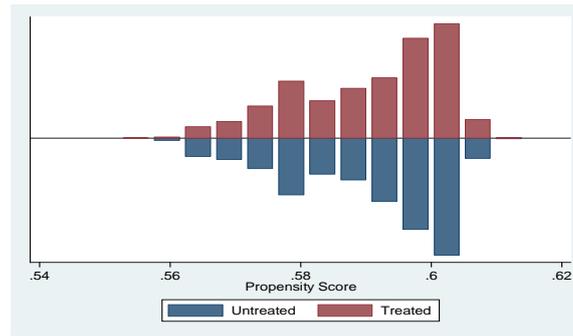


Source : calcul des auteurs (ENV 2015)

Graphique 2. Distribution du propensity score (2018)



Source : calcul des auteurs (EHCVM 2018)

Graphique 3. Distribution du propensity score (2015-2018)


Source : calcul des auteurs (ENV 2015 & EHCVM 2018)

Les graphes indiquent que les ménages enquêtés en 2015 et 2018 sont appariés. Ces résultats nous permettent de trouver un contrefactuel, qui représenterait la situation des ménages issus de l'enquête de 2018 comme s'ils avaient vécu en 2015. Ainsi, sur la base des caractéristiques observables, nous pouvons effectuer des comparaisons à l'aide de la double différence.

4.2. Résultats de la double différence avec appariement

Tableau 2 : Variables utilisées pour l'estimation

Variable dépendante	Poids des dépenses de santé	
Variables explicatives	Coefficients	Prob
Constante	-1.398623***	0.000
Interaction entre le traitement et la période	0.0008152***	0.000
Situation matrimoniale		
Marié (réf.)	--	--
Célibataire	-0.4770411***	0.000
Veuf	-0.2511822*	0.083
Genre		
Masculin (réf.)	--	--
Féminin	-0.0870015	0.255
Age	-0.0364643**	0.012
Age²	0.0003722***	0.009
Taille du ménage	0.1054838***	0.000
Niveau d'instruction		
Sans instruction (réf.)	--	--
Primaire	-0.0390958	0.692
Secondaire	-0.3480661***	0.000
Supérieur	-0.9700277***	0.000
Religion		
Musulmane (réf.)	--	--
Chrétienne	0.2569341***	0.001
Autre religion	-0.9330951	0.105
Animiste	-0.0815658	0.564
Sans religion	-0.0591031	0.562
Zone		
Urbaine (réf.)	--	--
Rurale	0.1990817***	0.001
Prob > chi2	= 0.0000	
Pseudo R ²	= 0.1259	
N	= 5.263	

Note : *** p<0.01 ; ** p<0.05 et * p<0.1

Source : calculs des auteurs

Les résultats de l'estimation (Tableau 2), indiquent que le modèle est globalement significatif au seuil de 1% car $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$ ce qui suggère que ce modèle peut faire l'objet d'interprétation statistique.

5. Interprétation et discussion des résultats

La discussion des résultats portera sur les variables significatives expliquant l'effet de l'accessibilité aux infrastructures de santé et celui des variables socio-démographiques sur le poids des dépenses de santé. D'après le tableau 2, les variables : accessibilité aux infrastructures sanitaires, situation matrimoniale, âge, taille du ménage, niveau d'éducation, religion et zone ont un effet significatif sur le poids des dépenses de santé des ménages.

5.1 Effet de l'accessibilité aux infrastructures sanitaires sur le poids des dépenses de santé dans le revenu des ménages

L'analyse statistique montre que le coefficient d'interaction entre l'accessibilité aux infrastructures de santé et la période est significative et positive. Trois explications découlent de ce résultat, la première est que l'effet de l'accessibilité sur la variable poids des dépenses de santé pourrait être différente entre le groupe de ménage ayant accès aux infrastructures de santé (les ménages qui parcourent moins de 5 kilomètres pour accéder au centre de santé le plus proche) et le groupe de ménage n'ayant pas accès aux infrastructures de santé (les ménages qui parcourent plus de 5 kilomètres pour accéder au centre de santé le plus proche).

La deuxième explication est que l'effet de l'accessibilité sur les dépenses de santé varie au fil du temps. L'effet pourrait être différent en 2015 et en 2018. Cette variation temporelle pourrait s'expliquer par le fait qu'après 2015 de nombreux travaux de réhabilitation et de construction ont été entrepris dans le domaine de la santé dans le cadre de la reconstruction du pays suite à la crise post-électorale de 2010. Ces travaux ont permis l'accroissement de l'offre de services de santé. En effet, la statistique descriptive révèle qu'en 2015, 55.08% des ménages appariés avaient facilement accès aux infrastructures de santé contre 87.71% en 2018.

Quant au signe positif du coefficient d'interaction, il traduirait le fait qu'une augmentation de l'accessibilité aux infrastructures de santé est associée à une augmentation plus importante des dépenses de santé des ménages à une période par rapport à une autre. Plusieurs raisons pourraient expliquer cette relation positive entre accessibilité et dépenses de santé à une période spécifique, il s'agit entre autres de l'accès accru aux infrastructures sanitaires, de l'accroissement de la demande de soins et des politiques d'assurance telle que la Couverture Maladie Universelle (CMU).

Les résultats obtenus sont contraires à ceux de Habibov (2009) qui a établi une relation négative entre dépense de santé et accessibilité aux services de santé.

5.2. Effet des variables socio-démographiques sur le poids des dépenses de santé dans le revenu des ménages

Pour la variable situation matrimoniale, comparativement aux mariés, la part des dépenses de santé dans le revenu des chefs de ménage célibataires et veufs est moins élevée, avec des coefficients négatifs et significatifs respectivement au seuil de 1% et de 10% comme l'indique le tableau 2. Ces résultats pourraient être justifiés par le fait que le chef de ménage veuf ait moins de responsabilités financières liées à la famille. Par exemple, si le conjoint décédé avait des problèmes de santé chroniques requérant des soins médicaux réguliers, ces dépenses pourraient être réduites après son décès. Quant au chef de

ménage célibataire, il n'a pas à supporter les dépenses de santé des autres membres de la famille, ce qui peut réduire sa charge financière en matière de santé. Ces résultats corroborent ceux de Brown et al. (2009) qui soulignent que les mariés surtout les femmes utilisent plus les services de santé que les femmes célibataires suite au changement du mode de vie de l'individu (grossesse, maternité etc.).

Significatifs respectivement au seuil de 5% et de 1%, les variables âge du chef de ménage et l'âge élevé au carré ont des coefficients de signes opposés. Le poids des dépenses de santé décroît pour les chefs de ménage qui ont un âge inférieur à 48ans. Cette réduction s'annule à 48 ans et ceux qui ont un âge supérieur à 48 ans sont susceptibles d'effectuer des dépenses de santé plus élevées. Cela sous-entend que les personnes plus jeunes peuvent bénéficier d'une meilleure santé et d'une plus grande disposition à faire face aux dépenses de santé. Cependant, à mesure que les chefs de ménage atteignent l'âge de 48 ans et plus, ils pourraient développer des problèmes de santé liés à l'âge. Cela peut inclure des traitements médicaux spécialisés, des médicaments sur ordonnance et des soins de longue durée. Ce résultat, dans une large mesure, est en accord avec les résultats obtenus par Gelberg et al. (2000), selon lesquels l'utilisation de services de soins de santé et les dépenses de soins sont plus élevées chez les personnes âgées que chez les plus jeunes.

Pour la variable taille du ménage, la part des dépenses de santé dans le revenu du chef de ménage augmente avec le nombre d'individus au sein du ménage comme le témoignent les résultats de ces estimations. En effet, avec un plus grand nombre de personnes dans le ménage, la probabilité d'avoir plus de personnes nécessitant des soins de santé est plus grande. Cela peut supposer des consultations médicales régulières, des médicaments, des vaccins, etc. Par conséquent, les dépenses de santé globales du ménage peuvent augmenter. Ces résultats sont conformes à la théorie de Grossman (1972) qui stipule que le risque de maladie augmente avec la taille du ménage et la demande de soins dérive de la demande de santé.

Quant à la variable niveau d'éducation, les résultats montrent que les chefs de ménage ayant fréquenté et atteint au moins le niveau secondaire ont plus de chance de supporter les dépenses de santé relativement aux chefs de ménage sans instruction. Tout d'abord, une éducation plus élevée peut être associée à un meilleur accès à l'information sur la santé et les soins de santé. Les personnes ayant une éducation plus poussée peuvent être plus conscientes des différents aspects de la santé, des mesures préventives et des options de traitement, ce qui peut les aider à prendre des décisions éclairées en matière de dépenses de santé. De plus, un niveau d'éducation plus élevé peut également être associé à de meilleures opportunités d'emploi et à des revenus plus élevés. Cela peut fournir aux chefs de ménage les ressources financières nécessaires pour faire face aux dépenses de santé. Ces résultats sont conformes aux résultats de l'étude menée par Raghupathi et Raghupathi (2020) qui indiquent que la relation entre l'éducation et la santé est attribuable à trois grandes catégories de médiateurs : économique, social et comportementale.

Concernant la variable religion, les chrétiens ont moins de chance de supporter les dépenses de santé comparativement à leurs homologues musulmans. Par exemple, les musulmans pourraient avoir recours à la médecine traditionnelle compte tenu de leurs croyances. Ce résultat pourrait s'expliquer par les différences culturelles et les croyances religieuses. Les résultats confirment ceux de l'étude menée Nnadi et Kabat (1984) au Nigeria.

En accord avec Houeninvo (2014), l'analyse montre également qu'en se référant à la zone urbaine, la part des dépenses de santé dans le revenu des ménages en zone rurale est plus élevée par rapport à celle des ménages vivant en zone urbaine, comme l'indique les statistiques à l'aide d'un coefficient positif et

significatif au seuil de 1%. Les résultats indiquent que l'accès aux soins de santé peut être plus limité en zone rurale entraînant ainsi la hausse des coûts de transport et les dépenses liées aux déplacements. De plus, le poids des dépenses de santé effectuées par les ménages ruraux pourrait s'expliquer par le manque de certains services spécialisés en zone rurale. Ainsi, les ménages vivant en zone rurale peuvent être contraints de consacrer une plus grande part de leur revenu aux dépenses de santé pour accéder aux soins nécessaires.

6. Conclusion

Dans le but d'analyser l'impact de l'accessibilité aux infrastructures sanitaires sur le poids des dépenses de santé des ménages en Côte d'Ivoire à partir de bases de données secondaires [Enquête sur le Niveau de Vie des Ménages (ENV 2015) ; Enquête Harmonisée sur les Conditions de Vie des Ménages (EHCVM 2018)], cette étude a recours à la méthode de double différence avec appariement sur score de propension.

Les résultats obtenus révèlent que le groupe de ménage ayant accès aux infrastructures sanitaires est plus susceptible de consacrer une part importante de son revenu aux dépenses de santé. Ils montrent également que les ménages effectuent en moyenne des dépenses de santé plus élevée en 2018 comparativement à l'année 2015. Les résultats ont également montré que la situation matrimoniale, l'âge, la taille du ménage, le niveau d'éducation, la religion et la zone exerce un effet significatif sur les dépenses de santé des ménages.

Pour améliorer l'accessibilité aux infrastructures sanitaires et réduire le poids des dépenses de santé en Côte d'Ivoire, il importe :

- d'accroître l'accès aux services de santé de base en zone rurale ;
- de renforcer la gestion des coûts de la santé ;
- de réduire les dépenses de santé en améliorant les prestations de la Couverture Maladie Universelle (CMU) ;
- d'améliorer le système éducatif en encourageant la population à atteindre au moins le niveau secondaire.

Outre l'accessibilité aux infrastructures sanitaires, il est important d'évaluer la qualité des soins de santé fournis. Les études de recherche peuvent examiner comment la qualité des soins affecte les coûts de santé et l'utilisation des services médicaux.

REFERENCES

- [1] Anderson, E. S., & Newman, J. F. (1973). Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States. *The Milbank Memorial Fund Quarterly. Health and Society*, 95-124.
- [2] Andersen, R. M. (1995). Revisiting the Behavioral Model and Access to Medical Care: Does it Matter? *Journal of Health and Social Behavior*, 36(1), 1–10. <https://doi.org/10.2307/2137284>.
- [3] Becker, G. S. (2007). Health as human capital: synthesis and extensions. *Oxford economic papers*, 59(3), 379-410.
- [4] Bourguignon, F., & Landais, C. (2022). Micro-simuler l'impact des politiques publiques sur les ménages : pourquoi, comment et lesquelles ? *Notes du conseil d'analyse économique*, 2022(5) (n° 74), 1-12.
- [5] Brown, J. R., Finkelstein, A., & Poterba, J. M. (2009). The Private Market for Long-Term Care Insurance in the United States: A Review of the Evidence. *Journal of Risk and Insurance*, 76(1), 5-29.
- [6] Coulibaly, R. & al. (2023). Les déterminants de l'accès aux soins de santé modernes des paysans dans la région du gontougo (Côte d'Ivoire). *European Journal of Social Sciences Studies*, 9(1).
- [7] Djessou, F. (2018). Impact des conflits armés sur la santé maternelle en Côte d'Ivoire : cas des conflits armés de 2002 et de 2010. *European Scientific Journal*, March 2018 édition Vol.14, No.8 ISSN: 1857 – 7881 (Print) e - ISSN 1857-7431, 119.

- [8] El Fathaoui (2023). L'accès aux soins et les inégalités sociales de santé: Une analyse économique. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, 4(2-1), 137-149.
- [9] Fougere, D., & Jacquemet N. (2023), Méthode des doubles différences (difference-in-differences), LIEPP Fiche méthodologique n°9, 2023-05.
- [10] Gabrielli V., & Mangeney C. (2019). Comment améliorer les mesures d'accessibilité' aux soins pour mieux cibler les zones sous-denses ? *Revue Épidémiologique Sante Publique* (2019), <https://doi.org/10.1016/j.respe.2018.12.061>
- [11] Gelberg, L. & al. (2000). The behavioral model for vulnerable populations: Application to medical care use and outcomes for homeless people. *Health Services Research*, 34, 1273—1302.
- [12] Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of political economy*, 80(2), 223-255.
- [13] Guagliardo, M. F. (2004). Spatial accessibility of primary care: concepts, methods and challenges. *International journal of health geographics*, 3(1), 1-13.
- [14] Habibov, N. (2009). What determines healthcare utilization and related out-of-pocket expenditures in Tajikistan? Lessons from a national survey. *Int J Public Health*, 54, 260–266. <https://doi.org/10.1007/s00038-009-8044-2>
- [15] Handy, S.L. & Niemer D.A. (1997). Measuring accessibility: an exploration of issues and alternatives. *Environ Plann A* 1997;29(7):1175–94.
- [16] Houeninvo, G. H. (2014). Dépenses en santé et appauvrissement des ménages au Bénin. *Revue d'Économie Théorique et Appliquée*, ISSN, 1840, 7277.
- [17] Institut National de la Statistique (INS). (2018). Enquête Harmonisée sur les Conditions de Vie des Ménages), édition 1, EHCVM 2018. Abidjan, Côte d'Ivoire: INS.
- [18] Institut National de la Statistique (INS). (2015). Enquête sur le Niveau de Vie des Ménages, ENV 2015. Abidjan, Côte d'Ivoire: INS.
- [19] Karaca-Mandic, P., Norton, E. C., & Dowd, B. (2012). Interaction terms in nonlinear models. *Health services research*, 47(1), 255-274.
- [20] Khan, A. A. (1992). An integrated approach to measuring potential spatial access to health care services. *Socio-economic planning sciences*, 26(4), 275-287.
- [21] Obrist et al. (2007). Access to health care in contexts of livelihood insecurity : A framework for analysis and action. *PLoS Med* 4 (10) : e308. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.0040308>
- [22] Owoundi, J. P. (2013). Poids des Dépenses de Santé sur le Revenu des Ménages au Cameroun. Cameroun: Ministère de l'Économie, de la Planification et du Développement Régional.
- [23] Nnadi, E. E., & Kabat, H. F. (1984). Nigerians' use of native and Western medicine for the same illness. *Public Health Reports*, 99(1), 93-98.
- [24] Pauly, M. V. (2011). The economics of moral hazard: comment. *American Journal of Health Economics*, 1(1), 57-59.
- [25] Penchansky, R., & Thomas, J. W. (1981). The concept of access: Definition and relationship to consumer satisfaction. *Medical Care*, 19(2), 127-140.
- [26] Picheral, H. (2001). Dictionnaire raisonné de géographie de la santé. Université Montpellier III GEOS.
- [27] PS Gouv(2020). Programme Social du Gouvernement 2019-2020. Le social au cœur de l'action gouvernementale. Côte d'Ivoire. Bilan final du programme. 31 décembre 2020. Abidjan.
- [28] QUIBB (2015). INSEED–Institut National de la Statistique et des Études Économiques et Démographiques.
- [29] Rapport annuel sur la situation sanitaire (RASS) 2020. Ministère de la Santé, de l'Hygiène Publique et de la Couverture Maladie Universelle (MSHPCMU). Juillet 2021
- [30] Risterucci, M., & Bouty, C. (2010). L'accès aux soins dans les pays du Nord et du Sud, le cas des médicaments: amorce de réflexion concernant l'accès aux antirétroviraux au Bénin et l'accès aux antituberculeux en Nouvelle-Calédonie. *Revue Sciences pharmaceutiques*.
- [31] Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55.

- [32] Sanoussi, H., & Ametoglo, M. (2019). Ampleur Et déterminants des dépenses catastrophiques de santé: cas des ménages togolais (Magnitude and Determinants of Catastrophic Health Expenditure: Case of Togolese Households). SSRN. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3440106>.
- [33] Shi, L., & Singh, D. A. (2019). Essentials of the US health care system. Jones & Bartlett Learning.
- [34] Travis & al.(2004). Overcoming health-systems constraints to achieve the Millennium Development Goals. The Lancet, 364(9437).