

Effet de l'accès à l'énergie sur le capital humain des ménages ruraux en Côte d'Ivoire

Effect of energy access on human capital in rural households in Côte d'Ivoire

DJRO Assouman Arthur Philippe

Chercheur

Unité de Formation et de Recherche des sciences Economiques et de Gestion (UFR-SEG)
Université Félix Houphouët Boigny (UFHB), Abidjan-Cocody, Côte d'Ivoire
Centre de Recherche Microéconomiques du Développement (CREMIDE)

AKA Brou Emmanuel

Professeur Titulaire agrégé en Sciences économiques et Gestion

Unité de Formation et de Recherche des sciences Economiques et de Gestion (UFR-SEG)
Université Félix Houphouët Boigny (UFHB), Abidjan-Cocody, Côte d'Ivoire

DOUA Tanoh Ruphin

Chercheur

Unité de Formation et de Recherche des sciences Economiques et de Gestion (UFR-SEG)
Université Félix Houphouët Boigny (UFHB), Abidjan-Cocody, Côte d'Ivoire
Centre de Recherche Microéconomiques du Développement (CREMIDE)

Date de soumission : 11/07/2026

Date d'acceptation : 04/09/2026

Pour citer cet article :

DJRO. A.A.P. & al. (2026) « Effet de l'accès à l'énergie sur le capital humain des ménages ruraux en Côte d'Ivoire », Revue Française d'Économie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 9 » pp : 334- 367.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons
Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cette étude analyse l'effet de l'accès à l'énergie sur l'éducation et la santé des ménages ruraux en Côte d'Ivoire. Nos données proviennent de l'Enquête Harmonisée sur les Conditions de Vie des Ménages (EHVCM) de la Côte d'Ivoire, menée en 2021. Nous utilisons la méthode des moindres carrés en deux étapes (2SLS), les MCO et une régression logistique à variable fractionnaire pour les estimations. Nous constatons un effet positif de l'accès à l'électricité réseau et du solaire sur la probabilité de scolarisation des enfants de 6 à 18 ans et une réduction de la prévalence de cas de maladie chez les femmes et chez les enfants âgés de 0 à 14 ans (effet non significatif dans le cas des enfants). Ces résultats plaident en faveur de politiques d'accès à l'électricité rurale ciblées, couplées à des mesures complémentaires de scolarisation et d'amélioration des conditions sanitaires des ménages ruraux.

Mots clés : Energie ; électricité ; système d'énergie solaire ; éducation ; santé.

Abstract

The paper investigates the impact of access to energy on children school enrollment and reduced disease prevalence among rural households in Côte d'Ivoire. The sample comes from the "Côte d'Ivoire Enquête Harmonisée sur les Conditions de Vie des Ménages (Côte d'Ivoire Harmonised Survey on Household Living Conditions, EHVCM), taken in 2021. As estimation techniques, we used: two-stage least squares (2SLS), ordinary least squares (OLS) and fractional logistic. We find that grid and solar energy increase children's enrollment rates (age: 6-18 years old) and decreases women's and children's disease prevalence rates (age: 0-14 years old, non-significant). These results support rural electrification policies, with complementary interventions to increase rural children's school enrollment and improve rural households' sanitary conditions.

Keywords: Energy; electricity; solar energy system; education; health.

Introduction

L'accès aux services énergétiques modernes est fondamental pour répondre aux besoins sociaux fondamentaux, stimuler la croissance économique et alimenter le développement humain. En effet, les services énergétiques ont un effet sur la productivité, la santé, l'éducation, l'eau potable et les services de communication. Des services modernes tels que l'électricité, le gaz naturel, le combustible de cuisine moderne et l'énergie mécanique sont nécessaires à l'amélioration de la santé et de l'éducation, à un meilleur accès à l'information et à la productivité agricole.

La sécurité énergétique est reconnue depuis longtemps comme essentielle à la progression des objectifs de développement humain (Kanagawa & Nakata, 2008). Pourtant, malgré des progrès significatifs dans la production d'électricité en Côte d'Ivoire depuis l'indépendance en 1960, une partie importante de la population reste privée de sécurité électrique. Selon les dernières données publiées par ANARE¹ (2021), 92 % des ménages en Côte d'Ivoire vivaient dans des localités électrifiées mais seulement 60% avaient effectivement accès à l'électricité. Cette situation reste préoccupante pour ces ménages qui ne bénéficient pas de ce fait des externalités liées à l'accès aux services énergétiques modernes, même si ces dernières années, le taux d'accès connaît une croissance plus rapide avec les politiques énergétiques mises en œuvre dans le cadre du programme électricité pour tous².

En effet, le manque d'accès aux formes modernes d'énergie constitue un défi majeur pour les pays en développement en général et d'Afrique en particulier. Les Objectifs de Développement Durable invitent dans ce sens les gouvernants à « Garantir l'accès de tous à des services énergétiques fiables, durables et modernes, à un coût abordable » d'ici 2030 (ODD 7). Sans une énergie abondante, fiable et bon marché, l'accès, entre autres, à l'information, à l'éducation, aux soins médicaux, au logement, à l'eau potable, de même qu'à un revenu vital se révélerait limité à l'horizon 2030 pour de nombreux ménages ruraux. Une telle situation accroîtrait le nombre de pauvres parmi les ruraux, dans la mesure où, bon nombre de problèmes auxquels sont confrontés les pauvres dans les pays en développement sont exacerbés par le manque d'accès à l'énergie.

En Côte d'Ivoire, cette préoccupation reste de plus en plus au cœur des politiques publiques. Le Plan National de Développement (PND) 2026-2030, en phase avec l'ODD 7, accorde en effet

¹ Autorité Nationale de Régulation du secteur de l'Électricité de Côte d'Ivoire.

² Programme Électricité pour Tous (PEPT) est de donner un accès effectif à l'électricité à l'ensemble des populations vivant dans les localités électrifiées de la Côte d'Ivoire.

une priorité absolue à l'accès universel à l'énergie, en vue de réduire la pauvreté et améliorer la santé publique. Cette priorité est articulée autour des trois objectifs ambitieux que sont : - i) l'accès universel à l'électricité (100 % d'ici 2030), - ii) la transition vers le mix renouvelable, par le déploiement des énergies propres (solaire, biomasse, hydroélectricité) (45 % d'ici 2030) - et iii) l'accès à la cuisson propre (50 % d'ici 2030). La mise en œuvre de ce programme ambitieux nécessite d'être éclairée par des résultats des recherches basées sur des données probantes sur la relation Energie et Bien-être des ménages en zone rurale. Ceci permettrait d'améliorer les aspects d'équité sociale des politiques publiques en évitant l'exclusion géographique ou favorisant le financement des programmes de gratuité ciblée en faveur des ménages démunis.

La littérature en économie du développement sur ce nexus Energie Bien-être avance en effet que l'un des avantages de l'accès à l'énergie est qu'il peut accroître le niveau d'éducation, ce qui contribue à la croissance de la productivité et à l'amélioration du bien-être des ménages (Olanrele et al., 2020).

Il a été également prouvé que le manque d'accès à l'énergie influence de plusieurs manières les résultats en matière de santé dans les pays en développement. Selon Irwin et al. (2020), l'électricité imprévisible et peu fiable rend difficile l'alimentation en énergie des centres de santé et la réfrigération des médicaments, ce qui affecte considérablement la qualité des services de santé. Également, des évidences montrent que sans électricité, les ménages doivent se tourner vers des biocarburants tels que le fumier et le bois pour cuisiner, éclairer et chauffer leur logement. Non seulement la collecte des biocarburants prend assez de temps, mais leurs combustions à l'intérieur des locaux constituent également l'un des plus grands problèmes de santé auxquels sont confrontés la grande majorité des ménages ruraux dans les pays en développement (sagar, 2005).

Les travaux empiriques sur le sujet de l'accès à l'énergie suscitent dès lors un intérêt croissant et plusieurs axes de recherches en économie du développement-et en d'autres disciplines de l'économie ont été développés. Des études sur l'effet de la consommation d'énergie par habitant sur la croissance économique au niveau macro, ont établi un lien positif entre ces deux variables. D'autres études ont aussi examiné les effets de l'accès à l'énergie sur le revenu, l'éducation, la santé et la productivité (Cabraal, Barnes & Agarwal, 2005). Des études plus récentes exposent les risques de la pauvreté énergétique pour la santé (Irwin et al., 2020), les inconvénients en matière d'éducation (Khandker et al., 2014) et les défis de la productivité (Olanrele et al., 2020).

Malgré cet intérêt croissant, très peu d'intérêt a été accordé à cette question en Côte d'Ivoire. Les rares investigations sur la question sont celles de Peters & Vance (2011) et de Diallo & Moussa (2020). Peters & Vance (2011) montrent que l'électrification réduit la fécondité en milieu rural, mais l'augmente en zone urbaine, tandis que Diallo & Moussa (2020) mettent en évidence un effet réducteur de l'adoption de système solaire sur la survenance de maladie, ainsi qu'un effet positif sur le nombre d'année de scolarisation dans les ménages. Ces résultats bien que novateurs pour éclairer les politiques sur ces questions, laissent de côté les bénéfices sur l'éducation des enfants liés à l'accès à l'énergie en Côte d'Ivoire. Sur le lien avec la santé, ils restent muets sur les bénéfices liés à l'accès à l'énergie sur la santé des enfants, qui constituent la population la plus vulnérable du ménage à côté des femmes. Ce vide de connaissance sur ces dimensions du lien accès à l'Énergie et Bien-être qui nécessitent d'être investiguée pour éclairer d'avantage les politiques publiques.

Notre étude aborde, dans le même sens que ces recherches récentes et contribue à cette littérature en examinant l'effet de l'accès à l'énergie sur la santé et l'éducation des ménages vivant en zones rurales en Côte d'Ivoire. Elle prolonge celle de Diallo & Moussa (2020) en prenant en compte les bénéfices liés à l'accès à l'énergie sur l'éducation et la santé des enfants et en mobilisant des données plus récentes, provenant de l'Enquête Harmonisée sur les Conditions de Vie des Ménages en Côte d'Ivoire (EHCVM) menée en 2021 et améliorant la couverture énergétique des zones géographique. La question à laquelle nous apporterons des éléments de réponse est de savoir dans quelle mesure une amélioration du niveau du capital humain des ménages ruraux peut s'expliquer par une amélioration de leur accès à l'énergie. Trois méthodes sont utilisées pour analyser ce lien. La méthode des doubles moindres carrés (2 SLS) et les moindres carrés ordinaires (MCO) sont mobilisés afin d'estimer la relation entre l'énergie et l'éducation tandis que la régression logistique à variable fractionnaire est utilisée pour estimer celle entre l'accès à l'énergie et la santé.

Les résultats montrent que l'accès à l'électricité réseau et au solaire accroît significativement la probabilité de scolarisation des enfants et réduit la prévalence de maladie chez les femmes, l'effet demeure non significatif chez les enfants.

L'organisation de ce papier est la suivante. La section 1 décrit le cadre théorique et empirique de l'article. La section 2 décrit le modèle économétrique et les données utilisées. La section 3 présente les résultats. La section 4 porte sur la discussion.

1. Revue de la littérature

L'énergie à elle seule ne pourrait pas créer toutes les conditions nécessaires à la croissance économique, mais elle est essentielle pour de nombreux besoins humains fondamentaux et pour l'activité économique moderne (AIE, 2015). En théorie, l'accès à l'énergie peut améliorer les conditions socio-économiques dans les pays en développement en influençant les indicateurs clés du bien-être tels que la santé, l'éducation et les revenus.

En théorie, le principal canal par lequel l'accès à l'énergie affecte la santé est la réduction de la pollution intérieure. Le remplacement des sources d'éclairages traditionnelles par l'électricité moderne améliore la qualité de l'air intérieur et réduit le nombre de maladies signalées au sein des ménages (Lenz et al., 2017). Pour ce qui est de l'éducation, l'accès à l'électricité prolonge les heures d'études, améliore la fréquentation scolaire et facilite l'accès à l'information via la télévision et la radio. Cabraal, Barnes & Agarwal (2005) soulignent également que l'électrification réduit la charge de travail domestique des enfants et leur donne accès à des outils d'apprentissage modernes.

Du point de vue théorique l'effet de l'accès à l'énergie sur le bien-être a été clairement établi. Cet accès exerce des effets à la fois directs et indirects sur le bien-être des ménages. En suivant la littérature (Kanagawa & Nakata, 2008 ; Dinkelman, 2011), cette hypothèse mérite une investigation empirique approfondie. Cette section interroge à cet effet la revue critique des résultats documentés sur la relation - accès à l'Energie et le bien-être lié à l'éducation et la santé. Elle présente dans un premier temps les travaux sur les thématiques de l'accès à l'énergie sur l'éducation et la santé et dans un deuxième temps relève les limites de ces travaux et souligne les contributions apportées par ce papier à cette littérature.

1.1. Effets de l'accès à l'énergie sur la santé

Peu d'études empiriques ont analysé l'effet de l'accès à l'énergie sur la santé des ménages en Côte d'Ivoire. A notre connaissance, nous relevons deux études traitant de ce sujet en Côte d'Ivoire. La première est celle de Peters et al. (2011) qui, à partir des données CILSS (1985 et 1988), portant sur des ménages ruraux et urbains, estime un modèle de régression de Poisson montrant que l'électrification est associée à une baisse de la fécondité en milieu rural mais à une hausse en milieu urbain. Diallo & Moussa (2020), quant à eux, utilisent des données d'enquête nationale sur le niveau de vie des ménages en Côte d'Ivoire (LSMS-2015). Afin de corriger le biais d'endogénéité lié à la simultanéité entre l'adoption du solaire et le bien-être des ménages, les auteurs recourent à un traitement endogène estimé par maximum de vraisemblance, en utilisant le taux de régional d'accès au réseau électrique conventionnel

comme instrument de l'adoption du système solaire domestique (SHS). Leurs résultats montrent que l'adoption de système solaire réduit significativement le nombre de membres de ménage déclarant une maladie dans les zones hors réseau électrique national.

Cependant, d'autres études réalisées dans d'autres pays (Salvador, Pérou, Bangladesh, Brésil, Inde, Ouganda ...) sur la question font état d'impacts positifs de l'électrification rurale sur les indicateurs de santé, notamment la réduction de la mortalité, la baisse de la prévalence des maladies respiratoires et vectorielles, ainsi que l'amélioration du recours aux soins (Irwin et al., 2020). Barron & Torero (2017) dans une étude randomisée contrôlée au Salvador, montrent ainsi que les enfants de ménages raccordés au réseau présentaient une prévalence plus faible d'infections respiratoires aiguës grâce à une meilleure qualité de l'air intérieur. Résultat confirmé dans plusieurs autres contextes (Irwin et al., 2020).

Toutefois, certaines études rapportent des résultats non significatifs voire négatifs. Bridge et al. (2016) en utilisant un plan d'étude transversale, ont observé une relation positive mais non significative entre l'accès à l'électricité des ménages et les dépenses de santé liées aux maladies respiratoires parmi les ménages ruraux du Népal. Lenz et al. (2017) constatent au Rwanda qu'environ 40 % des ménages électrifiés signalent une amélioration de la qualité de l'air à l'intérieur, sans pour autant relever de changement dans les maladies respiratoires autodéclarées. Par ailleurs, la lumière nocturne liée à l'électrification pourrait accroître l'exposition aux moustiques et donc le risque de paludisme (Irwin et al., 2020). Concernant la fécondité, les résultats demeurent contrastés, certaines études identifiant un effet négatif de l'électrification (Grimm et al. 2015 ; Hoque, 1988), d'autres n'observant aucune différence significative.

En somme, les études empiriques sur cette première thématique relèvent en majorité une relation significative et faisant de l'accès à l'électricité un facteur principalement protecteur (Irwin et al., 2020). Néanmoins, la prédominance de données transversales au niveau de la population, limite la capacité de ces travaux à établir des relations causales à long terme.

1.2. Effets de l'accès à l'énergie sur l'éducation

L'un des principaux avantages de l'électricité mis en évidence par de nombreux auteurs est l'amélioration du niveau d'éducation. Cependant, les travaux sur le lien entre accès à l'électricité et éducation aboutissent à des conclusions contradictoires, sans qu'un consensus ne se dégage (Bensch et al., 2011).

La plupart des études constatent des impacts positifs de l'électrification rurale, tant sur la marge extensive (taux de scolarisation, taux de fréquentation et années d'études accomplies) que sur

la marge intensive (résultats aux tests, alphabétisation). Khandker et al. (2014), à l'aide de l'Enquête sur le développement humain en Inde (IHDS 2005) et d'une approche par variables instrumentales, constatent que les enfants des ménages électrifiés passent plus de temps à étudier, suggérant de meilleurs résultats scolaires futurs. Barron & Torero (2014) dans le cadre d'un essai contrôlé randomisé au Salvador montrent que l'électrification augmente de 54 points de pourcentage la probabilité que les enfants d'âge scolaire étudient à la maison, et de 84 points de pourcentage la réalisation d'autres activités scolaires. Au Nigéria, Nano (2022) observe que l'accès à l'électricité au niveau des villages entraîne une augmentation de la scolarisation et une réduction de l'écart entre classes et l'âge. Oum (2019) au Laos (LECS) montre que la précarité énergétique affecte négativement la durée moyenne d'études et l'état de santé. Il soutient que l'accès à l'électricité doit s'accompagner de politiques de génération de revenus pour produire des effets durables sur le bien-être. En Côte d'Ivoire, Diallo & Moussa (2020) à partir des données LSMS 2015, confirment que l'usage du système solaire domestique accroît la durée moyenne de scolarité des ménages de 1.79 années. Cabraal, Barnes & Agarwal (2005) soulignent par ailleurs que l'électricité peut améliorer indirectement les résultats éducatifs en attirant des enseignants plus qualifiés dans les zones rurales.

A l'inverse, certaines études révèlent des effets contraires ou non significatifs. L'une des rares étude concerne celle de Squires (2015) au Honduras observe que l'accès à l'électricité réduit le niveau d'éducation en stimulant l'emploi des enfants et les abandons scolaires, en raison des opportunités accrues sur le marché du travail.

En somme, les études empiriques sur cette deuxième thématique de notre analyse relèvent dans leur ensemble, un effet positif de l'accès à l'énergie sur l'éducation. Néanmoins, quelques travaux font état d'effets contraires, traduisant l'absence de consensus relevée par Bensch et al. (2011).

1.3. Limites de la littérature et principales contributions

Au regard de cette revue, la littérature en Côte d'Ivoire sur les effets de l'accès à l'énergie présente trois principales limites. Ces limites restreignent la portée de ces études documentées sur la question, pour éclairer les politiques prévues dans le cadre du PND 2026-2030 en général, et celle du Programme Electricité pour Tous (PEPT) en particulier, visant à répondre aux enjeux actuels liées à la mise en œuvre de l'ODD7 en Côte d'Ivoire. D'abord concernant les données mobilisées, les travaux de Peters & Vance (2011) et de Diallo & Moussa (2020), bien que portant respectivement sur la fécondité et sur le bien-être des ménages, reposent tous deux sur des données fortement circonscrites. Peters & Vance (2011) mobilisent l'enquête CILSS 1985-

1988, antérieures aux dynamiques actuelles d'électrification. De leur côté, Diallo & Moussa (2020) exploitent l'enquête LSMS 2015. Leurs données, bien que relativement récentes, sont restreintes aux seules zones hors-réseau et excluent de ce fait toute comparaison entre électrification conventionnelle et solaire domestique. Ensuite, concernant la population de l'étude, Peter & Vance (2011) couvrent un échantillon mixte (urbain-rural) et retiennent la fécondité comme proxy du bien-être, sans mesurer directement la santé ou l'éducation. Quant à Diallo & Moussa (2020) bien que centrés sur les ménages ruraux hors réseau et intégrant la scolarité parmi leurs indicateurs, mesurent le bien-être de façon agrégée au niveau du ménage, sans distinguer les impacts sur les enfants et les femmes. Enfin, sur le plan méthodologique, Peter & Vance (2011) n'instrumentent pas l'accès à l'électricité et reconnaissent eux-mêmes un risque persistant de biais de variables omises. En revanche, Diallo & Moussa (2020) bien que corrigeant l'endogénéité par un modèle à traitement endogène avec des instruments hétérogènes selon les équations, la robustesse de leurs résultats s'avère au demeurant limitée pour la santé.

Notre étude prend en compte ces trois limites. D'abord elle mobilise des données récentes, à savoir l'EHCVM 2021, couvrant toutes les régions de la Côte d'Ivoire et permettant de capter le lien entre énergie-capital humain, dans un contexte d'accès désormais transformé par le programme Electricité pour Tous, contrairement aux données mobilisées par les deux études antérieures. En revisitant les aspects du lien Energie-Capital humain (Éducation et Santé) analysé par ces auteurs, avec des données plus récentes et améliorées dans la couverture géographique, nos résultats prennent en compte les enjeux actuels des politiques sur la question en Côte d'Ivoire. Ensuite, elle cible spécifiquement les ménages ruraux et désagrège leur effet par catégorie pour cibler les plus vulnérables du ménage, à savoir la scolarisation des enfants ainsi que leur santé et des femmes, ce qui permet de mettre davantage en évidence des effets que les indicateurs agrégés au niveau ménage, comme ceux utilisés par Diallo & Moussa (2020), ne pouvant capter. Enfin, sur le plan méthodologique, notre étude se distingue sur deux points. D'une part, elle repose sur un modèle à variable instrumentale utilisant un instrument unique pour traiter l'endogénéité de la variable accès à l'énergie. Contrairement à l'étude de Diallo & Moussa (2020) qui se limite à examiner le signe et la significativité des coefficients de l'instrument dans l'équation de sélection. De plus, nous validerons formellement la pertinence de notre instrument à l'aide de la statistique de Kleibergen-Paap comparée aux seuils critiques par Stock-Yogo (2005), afin de nous s'assurer que l'instrument utilisé n'est pas faible. D'autre part, en désagrégeant l'accès à l'énergie selon la source réseau électrique national ou

solaire domestique, l'étude parvient à isoler l'effet propre à chacune d'elles au sein d'un même échantillon. En définitive, notre étude constitue à notre connaissance, la première tentative d'estimation causale de l'effet différencié des sources d'énergie sur l'éducation et la santé des ménages ruraux en Côte d'Ivoire.

2. Cadre conceptuel du lien entre accès à l'énergie et le capital humain

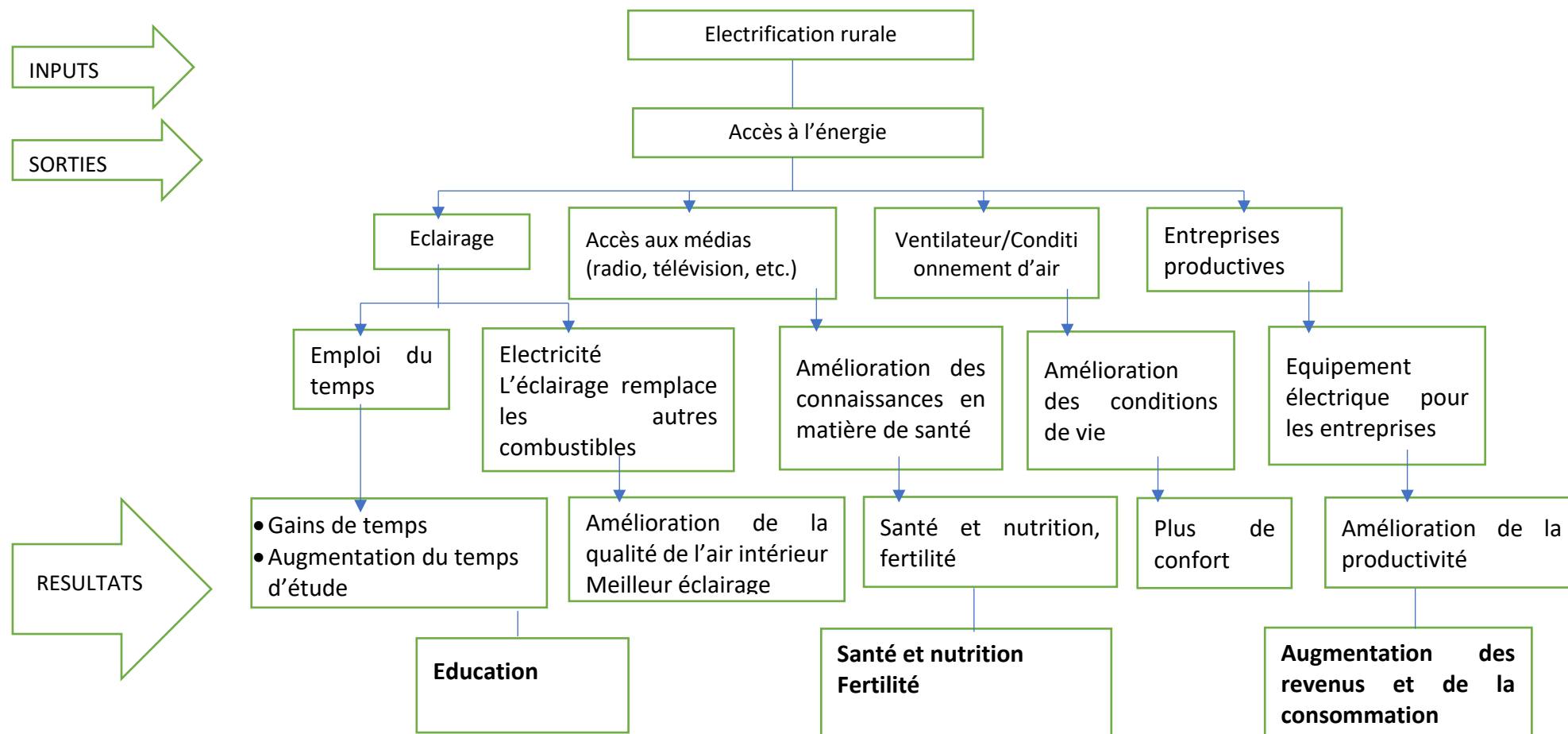
Ces différents résultats peuvent être synthétisés à travers le cadre conceptuel présenté en figure 1, adapté du modèle input-résultats-impacts de Olanrele et al. (2020). Le premier niveau du cadre conceptuel correspond aux inputs. L'électrification rurale constitue le point d'entrée de la chaîne causale. Elle se traduit par l'accès à l'énergie au sein du ménage, sous forme du réseau électrique conventionnel ou du système solaire hors réseau. Cet accès à l'énergie représente ainsi la condition première à partir de laquelle se déploient les différents usages domestiques et productifs.

Le deuxième niveau regroupe les sorties, c'est-à-dire les usages que l'accès à l'énergie rend directement possibles. Quatre sorties se dégagent ainsi du cadre conceptuel. En effet, l'éclairage prolonge la plage horaire disponible pour les études des enfants, les loisirs et le divertissement. Il permet également l'organisation de cours du soir et améliore la productivité des enseignants grâce aux supports d'enseignement électroniques. Par ailleurs, l'électricité se substitue aux combustibles traditionnels, notamment à travers les fourneaux électriques utilisés pour la cuisine, ce qui réduit le temps consacré par les femmes à la collecte du bois. De même, l'accès aux médias audiovisuels, radio et télévision, favorise la diffusion de connaissances en matière de santé et d'hygiène, en particulier chez les femmes. En outre, le recours au ventilateur ou à la climatisation améliore les conditions de vie du ménage. Enfin, l'électrification des entreprises locales accroît leur équipement productif. Ces quatre sorties correspondent ainsi à trois canaux de transmission distincts. D'une part, le canal temporel passe par l'éclairage et la réorganisation du temps. D'autre part, le canal sanitaire passe par l'information et la qualité de l'air intérieur. Enfin, le canal revenu passe par la productivité des ménages et des entreprises.

Le troisième niveau correspond aux résultats intermédiaires issus de chacun des trois canaux. Ainsi, le canal temporel se traduit par un gain de temps, notamment grâce à la réduction du temps de collecte de bois et de l'eau chez les femmes, ainsi que par une meilleure qualité de l'air intérieur. Ces gains se traduisent à leur tour par une meilleure éducation, avec un absentéisme plus faible et temps d'étude plus long pour les enfants. De son côté, le canal sanitaire se traduit par une amélioration de la santé, de la nutrition et de la fertilité, en particulier chez les femmes. Quant au canal revenu, il se traduit par un gain de confort et une hausse de la

productivité, ce qui accroît le revenu et la consommation du ménage, notamment par la création d'activités génératrices de revenu. Ces trois canaux convergent ainsi vers les résultats finaux du modèle, à savoir, l'éducation, la santé et la nutrition ainsi que l'augmentation des revenus et de la consommation. Cette articulation entre inputs, sorties et résultats met en évidence le caractère indirect et cumulatif des effets de l'accès à l'énergie sur le capital humain.

Figure N°1 : Modèle conceptuel de l'interrelation entre l'énergie et le capital humain



Source : Auteurs à partir de Iyabo Adeola Olanrele et al. (2020)

3. Méthodologie

3.1. Cadre théorique

Dans la littérature, l'impact de l'accès à l'énergie s'explique qualitativement par l'amélioration de la santé, de l'éducation et de la productivité de l'emploi (Kanagawa & Nakata, 2008).

L'estimation de notre modèle, en se focalisant sur les dimensions éducation et santé du capital humain, suit le cadre conceptuel inputs-outputs-résultats présenté par Olanrele et al. (2020). L'électrification rurale constitue l'intrant, l'accès des ménages à l'énergie le résultat intermédiaire et les indicateurs du bien-être (santé, éducation) les résultats finaux. En s'appuyant sur la spécification empirique de Khandker et al. (2014), reprise par Olanrele et al. (2020), notre modèle théorique s'écrit comme suit :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 E_i + \beta_2 X_i + \mu_i \quad (1)$$

Où Y_i désigne les variables d'intérêt dans le ménage i ; X_i est un vecteur observé de variables explicatives de contrôle au niveau du ménage ; E_i le principal déterminant du modèle qui est l'accès à l'énergie par le ménage i ; et enfin μ_i est le terme de l'erreur. Le paramètre central d'intérêt est désigné par le coefficient β_1 qui mesure l'effet de l'accès à l'énergie par les ménages ruraux sur les indicateurs de bien-être social des ménages.

3.2. Spécification de l'effet sur l'éducation

L'étude vise à identifier l'effet causal de l'accès à l'énergie sur les indicateurs socio-économiques des ménages ruraux, en s'appuyant sur deux sources d'approvisionnement énergétique distinctes : le réseau électrique national et les systèmes d'énergie solaire. Plus spécifiquement, elle estime l'incidence de ces deux sources d'énergie sur la scolarisation des enfants en milieu rural, en neutralisant l'ensemble des facteurs individuels et ménagers susceptibles d'influencer simultanément ces variables.

La question empirique centrale qui structure cette démarche est la suivante : toutes choses égales par ailleurs, l'accès à l'électricité d'un ménage rural qu'elle soit assurée par le réseau national ou par un système solaire accroît-elle significativement la probabilité de scolarisation de ses enfants ?

Afin d'y répondre, nous estimons, à partir du modèle théorique de référence, un ensemble d'équations structurelles permettant de distinguer les effets propres à chacune des deux sources d'énergie considérées.

$$\begin{aligned} \text{scolarise}_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{acces_elec}_i + \beta_2 \text{age}_i + \beta_3 \text{age}_i^2 + \beta_4 \text{fille}_i + \beta_5 \text{chef_femme}_i + \\ & \beta_6 \text{age_cm}_i + \beta_7 \text{educ_cm}_i + \beta_8 \text{taille_men}_i + \beta_9 \text{eau_potable}_i + \beta_{10} \text{tv_men}_i + \\ & \beta_{11} \text{mur_dur}_i + \beta_{12} \text{possede_terre}_i + \beta_{13} \text{possede_detail}_i + \varepsilon_{1i} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{scolarise}_i = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{solaire}_i + \alpha_2 \text{age}_i + \alpha_3 \text{age}_i^2 + \alpha_4 \text{fille}_i + \alpha_5 \text{chef_femme}_i + \\ & \alpha_6 \text{age_cm}_i + \alpha_7 \text{educ_cm}_i + \alpha_8 \text{taille_men}_i + \alpha_9 \text{eau_potable}_i + \alpha_{10} \text{tv_men}_i + \\ & \alpha_{11} \text{mur_dur}_i + \alpha_{12} \text{possede_terre}_i + \alpha_{13} \text{possede_detail}_i + \\ & \varepsilon_{2i} \end{aligned} \quad (3)$$

Dans les équations (2) et (3), scolarise_i représente le nombre d'enfants âgés de 6 à 18 ans qui sont scolarisés dans le ménage. acces_elec_i , connexion au réseau électrique nationale, solaire_i , est la connexion au système solaire. Les coefficients β et α mesurent respectivement l'effet causal de l'électricité réseau ou du système solaire sur la probabilité de scolarisation, exprimé en points de probabilité.

L'estimation de l'effet causal de l'accès à l'électricité sur la scolarisation se heurte à l'endogénéité de la variable énergétique. En effet, l'électrification des zones rurales obéit à des critères non aléatoires géographiques, économiques et politiques qui constituent également des déterminants directs de la scolarisation. Il en résulte un biais par variable omise tel que $\text{Cov}(E_i \varepsilon_i) \neq 0$, rendant l'estimateur des MCO biaisé et non convergent (Khandker et al., 2012 ; Dinkelman, 2011).

Pour corriger ce biais, nous recourons à la méthode des variables instrumentales, estimée par doubles moindres carrés (2SLS). L'instrument retenu est le taux d'électrification moyen de la grappe d'appartenance, calculé hors ménage i (leave-one-out), conformément à Van de Walle et al. (2017) et Fujii & Shonchoy (2020). Cet instrument satisfait les deux conditions de validité requises. S'agissant de la pertinence, le test de Wu-Hausman ($p=0,045$) rejette l'exogénéité de l'électricité réseau, justifiant le recours à l'instrumentation. La statistique de Kleibergen-Paap rk Wald $F(2774,20)$ dépasse largement la valeur critique de Stock-Yogo (16, 38 pour un biais toléré de 10%), écartant tout risque d'instrument faible. Également le test de sous-identification de Kleibergen-Paap rk LM ($\chi^2 = 1178,91; p < 0,001$) confirme la pertinence de l'instrument. Concernant l'exclusion, ce taux n'affecte la scolarisation du ménage i que par le canal du raccordement individuel, pour trois raisons. D'abord, il résulte de décisions d'infrastructures communautaires ou étatiques, notamment via des programmes, projets, indépendantes des préférences éducatives des ménages. Ensuite, la construction leave-one-out exclut la contribution du ménage i à son propre instrument, écartant tout biais de simultanéité. Enfin, le modèle contrôle les principales caractéristiques socio-économiques du ménages (taille, revenu, habitation), limitant le risque de canaux alternatifs non observés.

L'hétéroscédasticité, mise en évidence par le test de Breusch-Pagan ($\chi^2(1) = 633,82; p < 0,001$), est corrigée par les écarts-types robustes de White. Pour l'énergie solaire, l'exogénéité

étant confirmée (Wu-Hausman, $p=0,537$), l'estimateur MCO est retenu, la décision d'adoption relevant d'un choix individuel indépendant des politiques publiques d'infrastructure.

3.3. Spécification de l'impact sur la santé

Les variables dépendantes de cette étude sont la prévalence de cas de maladie chez les enfants et les femmes, dont les valeurs sont bornées et comprises entre zéro et un. Les modèles de réponse fractionnaire sont appliqués pour estimer des modèles de proportions à données transversales (Papke & Wooldridge, 1996). Suivant Papke & Wooldridge (1996), nous supposons que la prévalence de cas de maladie suit une réponse logistique fractionnaire et est estimé à l'aide de l'estimateur logit de quasi-maximum de vraisemblance proposé par Papke & Wooldridge (1996) sous la forme fonctionnelle suivante :

$$E(prv_enf_i|x_i) = G(\beta_0 + \beta_1 acc_elec_i + \beta_2 eva_toi_i + \beta_3 eau_cour_i + \beta_4 mur_i + \beta_5 toit_i + \beta_6 lncons_h_i + \beta_7 nb_fem_P_i + \beta_8 actif_i + \beta_9 couv_mal_i + \beta_{10} moustiq_i + \beta_{11} surpeuplement_i) \quad (4)$$

$$E(prv_enf_i|x_i) = G(\beta_0 + \beta_1 solaire_i + \beta_2 eva_toi_i + \beta_3 eau_cour_i + \beta_4 mur_i + \beta_5 toit_i + \beta_6 lncons_h_i + \beta_7 nb_fem_P_i + \beta_8 actif_i + \beta_9 couv_mal_i + \beta_{10} moustiq_i + \beta_{11} surpeuplement_i) \quad (5)$$

$$E(prv_fem15_i|x_i) = G(\beta_0 + \beta_1 acc_elec_i + \beta_2 eva_toi_i + \beta_3 eau_cour_i + \beta_4 mur_i + \beta_5 toit_i + \beta_6 lncons_h_i + \beta_7 nb_fem_P_i + \beta_8 actif_i + \beta_9 couv_mal_i + \beta_{10} moustiq_i + \beta_{11} surpeuplement_i) \quad (6)$$

$$E(prv_fem15_i|x_i) = G(\beta_0 + \beta_1 solaire_i + \beta_2 eva_toi_i + \beta_3 eau_cour_i + \beta_4 mur_i + \beta_5 toit_i + \beta_6 lncons_h_i + \beta_7 nb_fem_P_i + \beta_8 actif_i + \beta_9 couv_mal_i + \beta_{10} moustiq_i + \beta_{11} surpeuplement_i) \quad (7)$$

Dans les équations de santé ci-dessus, $G(.)$ est une fonction de distribution cumulée qui suit une fonction logistique. Fonction non linéaire satisfaisant $0 \leq G(.) \leq 1$, garantissant que les valeurs approximées se situent dans l'intervalle de 0 et 1. E est l'opérateur d'espérance, β est un vecteur de paramètres inconnus à approximer et x .

La variable dépendante étant de nature fractionnelle comprise dans l'intervalle $[0,1]$, les méthodes d'estimation standard s'avèrent inadaptées. L'estimateur MCO, étant donné sa nature non bornée, expose au risque de prédictions hors de l'intervalle unitaire (Gallani et al., 2015 ; Allen, 2012 ; Koch, 2010). Les modèles logit et probit, quant à eux, sont conçus pour des variables binaires et visent à estimer une probabilité de survenance, non la valeur espérée d'une variable fractionnaire.

Nous retenons en conséquence le modèle de régression logistique fractionnaire développé par Papke & Wooldridge (1996), qui adapte le modèle logit aux variables continues bornées. Ce modèle permet d'estimer directement $E(Y|X) \in [0,1]$, garantissant ainsi la cohérence des prédictions avec la nature de la variable dépendante.

3.4. Données

Les données proviennent de l'enquête de l'EHCVM Côte d'Ivoire 2021, mise en œuvre par l'Agence Nationale de la Statistique (ANStat) avec l'appui de la Banque Mondiale et de la Commission de l'UEMOA. Ce programme vise à renforcer la capacité des pays membres³ à mener des enquêtes harmonisées sur les conditions de vie et à rendre les micro-données accessibles au public. L'EHCVM est représentative au niveau national, régional et géopolitique (urbain et rural), avec un échantillon de 13 000 ménages, selon un plan d'échantillonnage aléatoire stratifié à plusieurs degrés. Après stratification par région et par milieu (rural/urbain), les îlots de dénombrement ont été sélectionnés aléatoirement dans chaque strate. Dans la mesure où cette étude porte sur les ménages ruraux, seuls ceux-ci sont retenus dans l'analyse, les ménages urbains étant exclus des données.

3.5. Liste de variables et statistique descriptive

Les statistiques descriptives des variables ventilées par ménages ruraux sont présentées et interprétées dans le tableau 4 et 5. Ces tableaux expliquent également comment chacune des variables mobilisées est mesurées. Les variables de contrôle comprennent les caractéristiques individuelles de l'enfant, du ménage et du logement (le sexe de l'enfant est féminin, son âge, la taille du ménage, le genre du chef de ménage, l'âge du chef de ménage, année d'étude du chef de ménage, toit, la possession de terre et la possession de bétail) retenues sur la base d'études empiriques antérieures sur les déterminants de la scolarisation (Filmer & Pritchett, 2001).

L'accès à l'énergie est représenté par l'électricité fournie par le réseau de distribution conventionnel national (acces_elec) et le système d'énergie solaire (solaire) prenant la valeur 1 si le ménage y a accès et 0 sinon. Un ménage est considéré comme ayant accès à l'énergie si sa source de lumière du ménage provient de l'une des deux sources, étant précisé que le questionnaire ne renseigne pas sur d'éventuelles combinaisons entre sources.

Concernant la scolarisation, l'étude cible les enfants de 6 à 18 ans, conformément aux cycles primaire et secondaire en Côte d'Ivoire (DESPS, 2021). Dans l'échantillon, 6 668 enfants sont scolarisés (soit environ 76,9%) contre 1 999 non scolarisés (23,1%). En matière d'accès à

³ Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée Bissau, Mali, Niger, Sénégal et Togo

l'énergie, 6 808 enfants bénéficient d'un accès (78,5%), tandis que 1 859 en sont dépourvus (21,5%).

L'analyse des pourcentages du tableau n°1 met en évidence un lien positif entre scolarisation et accès à l'énergie. Parmi les enfants scolarisés, 81,66% vivent dans un ménage ayant accès à l'énergie, contre seulement 18,34% qui n'y ont pas accès. Ce contraste est moins marqué chez les enfants non scolarisés, où 68,18% ont malgré tout accès à l'énergie et 31,82% en sont dépourvus. Ainsi, les enfants scolarisés disposent d'un accès à l'énergie dans une proportion significativement plus élevée que les non scolarisés, avec un écart de 13,32 points de pourcentage (81,66% contre 68,18%). Ce résultat montre que l'accès à l'énergie constitue un facteur favorable à la scolarisation probablement en permettant de meilleures conditions d'étude au sein du ménage.

Tableau N°1: Scolarisation et accès à l'énergie

Enfant de 6-18 ans	Access énergie		
	Sans accès l'électricité	Avec accès l'électricité	Total
Non scolarisé	636 (31,82%)	1 363 (68,18%)	1 999 (100%)
Scolarisé	1 223 (18,34%)	5 445 (81,66%)	6 668 (100%)
Total	1 859	6808	8 667

Source : calcul de l'auteur à partir des données de l'EHCVM 2021

Concernant la santé, l'étude cible deux populations, les enfants de 0 à 14ans et les femmes de 15ans et plus, conformément aux données sur la santé de l'EHCVM 2021. Dans l'échantillon des 5 897 ménages comptant au moins un enfant de 0 à 14 ans, 2 965 ménages déclarent au moins un enfant malade au cours des 30 derniers jours (50,28%) contre 2932 ménages sans enfant malade (49,72%). En matière d'accès à l'énergie, 3 955 ménages en bénéficient (67,07%), tandis que 1 942 en sont dépourvus (32,93%).

Tableau N°2 : Santé des enfants de 0 à 14 ans et accès à l'énergie

Enfant de 0-14 ans	Accès énergie		Total
	Sans accès à l'électricité	Avec accès à l'électricité	
Non malade	981 (33,46%)	1 951 (66,54%)	2 932 (100%)
Malade	961 (32,41%)	2 004 (67,59%)	2 965 (100%)
Total	1 942	3 955	5 897

Source : calcul de l'auteur à partir des données de l'EHCVM 2021

L'analyse des pourcentages du tableau N°2 ne met pas en évidence le lien marqué entre la présence d'un enfant malade dans le ménage et l'accès à l'énergie. Parmi les ménages sans enfant malade, 66,54 % ont accès à l'énergie, contre 67,59%) parmi les ménages avec au moins un enfant malade. Cet écart de 1.05 point de pourcentage est faible. Contrairement à la scolarisation, la relation entre accès à l'énergie et morbidité infantile apparaît donc tenue en

analyse bivariée, ce qui n'exclut pas un effet net une fois les autres caractéristiques du ménage prises en compte.

Pour ce qui est des femmes de plus de 15 ans, l'échantillon comprend 1 119 femmes interrogées dans le module santé (Tableau N°3). Parmi elles, 477 déclarent avoir été malades au cours des 30 derniers jours (42,63%) contre 642 non malades (57,37%). En matière d'accès à l'énergie, 645 femmes vivent dans un ménage disposant d'un accès (57,64%), tandis que 474 en sont dépourvues (42,36%). L'analyse des pourcentages du tableau N°3, révèle également un lien ténu entre santé des femmes et accès à l'énergie. Parmi les femmes non malades, 58,26% vivent dans un ménage ayant accès à l'énergie, contre 56,81% chez les femmes malades. Cet écart de 1.45 point de pourcentage reste faible. Ainsi, contrairement à la scolarisation où l'accès à l'énergie apparaît nettement favorable, son association avec la santé, tant chez les enfants que chez les femmes, semble faible en analyse descriptive bivariée dans cet échantillon.

Tableau N°3 : Santé des femmes de 15 ans et plus et accès à l'énergie

Femme de 15 ans et plus	Accès énergie		Total
	Sans accès à l'électricité	Avec accès à l'électricité	
Non malade	268 (41,74%)	374 (58,26%)	642 (100%)
Malade	206 (43,19%)	271 (56,81%)	477 (100%)
Total	474	645	1 119

Source : calcul de l'auteur à partir des données de l'EHCVM 2021

La plupart des variables de contrôle retenues pour expliquer les variables dépendantes de santé (tableau n°3), s'inspirent de la littérature sur les déterminants environnementaux et socio-économiques de la santé et servent à analyser la survenance de maladies dans les ménages ruraux comptant des enfants de 0 à 14 ans ainsi que des femmes de 15 ans et plus, disposant ou non d'un accès à l'énergie.

Le mode d'évacuation des eaux usées et des excréments (*eva_toi*) et l'accès à l'eau courante (*eau_cour*) sont des indicateurs de l'assainissement et de l'hygiène, directement liés aux maladies hydriques. Les caractéristiques du logement (nature des murs et toits) servent de proxys du niveau de vie, tandis que l'indice de surpeuplement capte un facteur de risque de transmission des maladies infectieuses et respiratoires. L'âge moyen des femmes malades complète cette analyse multidimensionnelle des conditions de vie en milieu rural.

Sur le plan socio-économique, le nombre total de femmes par ménage (*nb_fem_P*) renseigne sur la structure familiale et l'allocation des ressources. Le statut d'activité du chef de ménage (actif) indique la stabilité des revenus et donc la capacité d'accès aux soins, tandis que la

couverture maladie réduit les obstacles financiers à l'accès aux soins. Concernant les comportements préventifs, l'utilisation d'une moustiquaire (*moustiq*) protège contre la transmission vectorielle notamment le paludisme.

Enfin, la consommation par tête (*lncons_h*), exprimée en logarithme, est intégrée comme indicateur économique du bien-être matériel du ménage, largement utilisé dans les études sur la pauvreté et les inégalités. L'ensemble de ces variables, sélectionnées sur la base de travaux empiriques de référence (Prüss-Ustün et al., 2016 ; Marmot, 2005), vise à saisir de façon multidimensionnelle les déterminants de la santé et des conditions de vie en milieu rural.

Tableau N°4 : Statistiques descriptives des variables éducation

Variable	Description	Type de variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
scolarise	Enfant scolarisé	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	8667	.769	.421	0	1
acces_elec	Accès à l'électricité réseau	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	8667	.767	.423	0	1
solaire	Accès à l'électricité alternative	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	8667	.063	.243	0	1
filles	Enfant de sexe féminin	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	8667	.499	.5	0	1
age	Âge de l'enfant (année)	Continue	8667	11.738	3.672	6	18
chef_fem	Chef de ménage est une femme	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	8667	.212	.409	0	1
age_cm	Âge du chef de ménage	Continue	8667	47.922	12.069	15	100
educ_cm_sec	Chef de ménage à un niveau secondaire	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	8667	.441	.497	0	1
taille_men	Taille du ménage	Continue	8667	7.091	3.077	1	28
eau_pobl	Accès à l'eau potable	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	8667	.703	.457	0	1
tv_men	Ménage possède une TV	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	8667	.661	.474	0	1
mur_dur	Logement en matériaux durs (1=Oui)	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	8667	.957	.202	0	1
possede_terre	Ménage possède terres (1=Oui)	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	8667	.321	.467	0	1
possede_beta il	Ménage possède du bétail	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	8667	.025	.155	0	1

Source : calcul de l'auteur à partir des données de l'EHCVM 2021

Tableau N°5 : Statistiques descriptives des variables de la santé

Variable	Description	Type de variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
prv_enf	Prévalence de maladie chez les enfants âgées de 0 à 14 ans	Continue	5,897	.278043	.3444917	0	1
prv_fem15	Prévalence de maladie chez les femmes âgées de 15 ans et plus	Continue	6,688	.31294	.4297873	0	1
acces_elec	Electricité réseau (=1)	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	7,718	.3747085	.4840789	0	1
solaire	Electricité hors réseau (=1)	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	7,718	.2744234	.4462522	0	1
eva_toi	Evacuation des eaux (=1)	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	7,718	.1987562	.3990899	0	1
eau_cour	Eau courante (=1)	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	7,718	.1122052	.3156392	0	1
mur	Murs en dur (=1)	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	7,718	.7715729	.4198464	0	1
toit	Toit en dur (=1)	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	7,718	.783234	.4120686	0	1
lncons_h	Log consommation ménage	Continue	7,718	12.80344	.5859528	10.4968	15.18143
nb_fem_P	Nombre de femmes présentes	Continue	7,718	1.314071	.9618007	0	10
actif	Chef de ménage actif (=1)	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	7,718	.9380669	.2410497	0	1
couvmal	Couverture maladie (=1)	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	7,718	.0194351	.1380574	0	1
moustiq	Moustiquaire (=1)	Dichotomique (1=oui; 0 sinon)	7,718	.8620109	.3449109	0	1
surpeuplement	Indice de surpeuplement	Continue	7,718	2.01303	1.253947	.1428571	20

Source : calcul de l'auteur à partir des données de l'EHCVM 2021

4. Interprétations empiriques

La présente section expose les résultats des estimations économétriques obtenues par trois approches méthodologiques. Il s'agit de la méthode des doubles moindres carrés (2SLS), des MCO et de la régression logistique fractionnaire. Ces estimations visent à analyser l'incidence de l'accès à l'énergie sur le bien-être des ménages.

4.1. Estimation de l'effet de l'accès à l'énergie sur l'éducation en milieu rural

La section est consacrée aux résultats des estimations des effets de l'accès à l'énergie sur la scolarisation des enfants âgés de 6 à 18 ans en milieu rural. La méthode des doubles moindres carrés (2SLS) a été utilisée pour l'électricité de réseau, tandis que la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) a été appliquée pour l'énergie solaire. Les tests d'exogénéité réalisés rejettent l'hypothèse d'exogénéité de la variable d'accès à l'électricité du réseau, justifiant ainsi le recours à des instruments, tandis que cette hypothèse ne peut être rejetée pour la variable d'accès au système solaire, ce qui valide l'utilisation des MCO.

Concernant les variables de contrôle, le genre de l'enfant exerce un effet négatif et significatif sur la probabilité de scolarisation. Les filles ont une probabilité de scolarisation inférieure d'environ 4,3 points de pourcentage par rapport aux garçons, illustrant la persistance des inégalités de genre en Côte d'Ivoire. La taille du ménage présente également une relation négative et significative, tandis que l'âge de l'enfant a une relation positive et significative jusqu'à un certain seuil au-delà duquel la probabilité de scolarisation diminue en raison des abandons scolaires liés aux contraintes économiques ou au travail des enfants. Par ailleurs, le

niveau d'éducation du chef de ménage et la possession d'une télévision sont positivement associés à la scolarisation. Les résultats du tableau n°6, mettent en évidence un effet positif et significatif de l'électricité réseau et du solaire sur la scolarisation des enfants de 6 à 18 ans. Si un groupe de ménages non électrifiés est entièrement connecté au réseau national, la probabilité de scolarisation augmente d'environ 26 points de pourcentage, contre 5,3 points de pourcentage pour le système solaire, soulignant le rôle déterminant de la qualité d'approvisionnement électrique. Ces résultats rejoignent ceux de la littérature, notamment Dinkelman (2011) et Khandker et al. (2012), qui montrent que l'accès à l'électricité améliore la fréquentation scolaire et l'accumulation d'années de scolarité.

Afin de tester la robustesse de ces résultats, la méthode IV-Probit est mobilisée. Pour l'énergie solaire, l'effet marginal est positif mais non significatif, confirmant l'exogénéité établie par le test de Wu-Hausman et validant l'estimateur MCO comme spécification de référence. Pour l'électricité du réseau, le coefficient IV-Probit est positif et significatif au seuil de 1%, cohérent avec l'estimation 2SLS tandis que le paramètre « α_{rho} » négatif et significatif confirme la présence d'endogénéité. Au total, les estimations IV-Probit confortent les conclusions de l'analyse principale à savoir l'accès à l'électricité exerce un effet positif et robuste sur la scolarisation des enfants en milieu rural en Côte d'Ivoire.

4.2. Estimation de l'effet de l'accès à l'énergie sur la santé en milieu rural

Dans le tableau N°7, les spécifications (1) et (2) sont estimées pour la prévalence de cas de maladie chez les enfants de 0 à 14 ans et celles de (3) et (4) pour la prévalence de cas de maladie chez les femmes de 15 ans et plus, selon l'accès à l'électricité réseau ou hors réseau(solaire). L'interprétation s'appuie principalement sur les effets marginaux moyens, qui mesurent la variation de la prévalence de cas de maladie en points de pourcentage. Aussi, les valeurs du pseudo- R^2 obtenues pour les quatre spécifications, demeurent faibles. Elles sont comprises entre 0,007 et 0,012. Cette valeur ne doit toutefois pas être évaluée selon les mêmes critères que le R^2 des MCO. Dans les modèles logistiques à variable fractionnaire, le pseudo- R^2 de McFadden compare le modèle estimé à un modèle sans aucune variable explicative. Il reste par nature faible, même lorsque le modèle est bien ajusté et que les variables sont individuellement significatives (Yan et al.,2021). Le critère pertinent d'évaluation du modèle n'est donc pas la valeur du pseudo- R^2 . Il repose plutôt sur la significativité et le sens des coefficients d'intérêt. Les résultats montrent que l'accès à l'énergie moderne réduit la prévalence de cas de maladie chez les femmes, bien que les résultats chez les enfants ne montrent pas d'effet significatif. Ce résultat s'explique par la persistance d'autres facteurs de risque environnementaux qui

dominant l'effet de l'électricité pour cette tranche d'âge, ainsi que par l'exposition plus prononcée des femmes à la pollution de l'air intérieur liée aux combustibles de cuisson. Ainsi, l'accès à l'électricité réseau réduit la prévalence de cas de maladie des femmes de 2,5 points de pourcentage, tandis que l'effet est plus élevé pour le solaire, soit une réduction de 3,8 points de pourcentage, significatif au seuil de 1%. Cet effet plus prononcé s'explique par le fait que les ménages adoptant des solutions hors réseau réalisent simultanément d'autres investissements sanitaires tout en étant davantage sensibilisés aux pratiques hygiéniques (Grimm et al., 2017). Ces résultats sont conformes à la littérature, qui établit un lien entre l'usage de lampes à pétrole ou de biocarburants et plusieurs maladies dues à la pollution de l'air intérieur (Irwin et al., 2020). Au-delà de l'énergie, d'autres déterminants influencent la prévalence de maladie. La qualité des murs et le nombre de femme par ménage présentent une relation négative avec la prévalence chez les femmes comme chez les enfants, la présence de plusieurs femmes créant des externalités positives en prévention sanitaire. De même, l'assainissement adéquat réduit la prévalence chez les enfants, tandis que la couverture maladie et les moustiquaires réduisent la morbidité des femmes et des enfants respectivement. En revanche, les dépenses de consommation des ménages évoluent dans le même sens que la prévalence de maladie, car la maladie génère des dépenses de soins qui gonflent les dépenses totales du ménage (Wagstaff & Van Doorslaer, 2003).

Tableau N°6 : Résultats des estimations de l'effet de l'électricité réseau et du solaire sur l'éducation

Variables	(1) LPM 2SLS-scolarisation (6-18 ans)		(2) LPM OLS-scolarisation (6-18 ans)	
	Coef	Ecart-type	Coef	Ecart-type
<i>Variables d'intérêt : Accès à l'énergie</i>				
Accès électricité réseau (1=)	0.259**	(0.109)		
Electricité hors réseau (1=)			0.0528**	(0.0263)
<i>Variables de contrôle</i>				
Enfant de sexe féminin (0/1)	-0.0437***	(0.0147)	-0.0430***	(0.0139)
age de l'enfant (années)	0.175***	(0.0217)	0.180***	(0.0256)
age ² de l'enfant	-0.00739***	(0.000902)	-0.00758***	(0.00108)
Chef de ménage femme (1=)	0.0202	(0.0222)	0.0117	(0.0156)
age du chef de ménage	0.000822	(0.000623)	0.00139**	0.000656)
Chef de ménage : niveau secondaire ou (1=)	0.108***	(0.0193)	0.118***	(0.0268)
Taille du ménage	-0.0101***	(0.00317)	-0.00695**	(0.00302)
Accès eau potable (1=)	-0.0107	(0.0406)	0.0370*	(0.0189)
Ménage possède une TV (1=)	0.0171	(0.0200)	0.0623***	(0.0159)
Logement en matériaux durs (1=Oui)	0.0185	(0.0582)	0.0912**	(0.0391)
Ménage possède terres (1=)	-0.0105	(0.0399)	-0.0640***	(0.0196)
Ménage possède bétail (1=)	-0.0911*	(0.0470)	-0.0797*	(0.0452)
Zone agroécologique = 2, CENTRE-OUEST			-0.00682	(0.0281)
Zone agroécologique = 3, nord			-0.00761	(0.0317)
Zone agroécologique = 4, SUD-EST			0.0296	(0.0317)
Zone agroécologique = 5, SUD-OUEST			0.00668	(0.0268)
Zone agroécologique = 6, abidjan			-0.00882	(0.0550)
Constant	-0.383**	(0.158)	-0.382**	(0.161)
Observations	8,667		8,667	
R-squared	0.083		0.103	

***significatif au niveau de 1%, **significatif au niveau de 5%, *significatif au niveau de 10%. Les erreurs types robustes sont entre parenthèses. ' (1)(2) sont les équations de capital humain avec la scolarisation des enfants âgés de 6-18 ans par ménage, comme variable dépendante.

Source : Estimation à partir des données de l'EHCVM 2021

Tableau N°7 : Résultats des estimations logistique fractionnaire de l'effet de l'électricité réseau et du solaire sur la santé

Variable	(1) Prévalence enfant (0-14ans)			(2) Prévalence enfant (0-14ans)			(3) Prévalence femme (15ans et plus)			(4) Prévalence femme (15ans et Plus)		
	Coef.	Ecart-type	Effet marg.	Coef.	Ecart-type	Effet marg.	Coef.	Ecart-type	Effet marg.	Coef.	Ecart-type	Effet marg.
<i>Variables d'intérêt : Accès à l'électricité</i>												
Electricité réseau (=1)	-0.0849	(0.0605)	- 0.0169	-	-	-	-0.1155*	(0.0654)	- 0.0248*	-	-	-
Electricité hors réseau (=1)	-	-	-	-0.0807	(0.0587)	-0.0160	-	-	-	- 0.1807** *	(0.0647)	- 0.0382* **
<i>Variables de conditions de logement</i>												
Evacuation des eaux (=1)	0.0248	(0.0672)	0.0049	- 0.2164* *	(0.0864)	- 0.0428* *	0.0712	(0.0728)	0.0153	-0.0297	(0.0956)	-0.0063
Eau courante (=1)	0.0553	(0.0778)	0.0110	0.2164	(0.1647)	0.0428	0.1135	(0.0830)	0.0244	0.0524	(0.1918)	0.0111
Murs en dur (=1)	- 0.1731**	(0.0760)	- 0.0345**	0.0047	(0.0709)	0.0009	-0.1016	(0.0831)	-0.0219	0.0188	(0.0773)	0.0040
Toit en dur (=1)	-0.0071	(0.0791)	- 0.0014	-0.0381	(0.0736)	-0.0075	-0.0109	(0.0876)	-0.0023	0.0334	(0.0801)	0.0071
<i>Variables socio-économiques</i>												
Log consommation ménage	0.4519** *	(0.0613)	0.0901***	0.4081* **	(0.0657)	0.0808* **	0.4130** *	(0.0630)	0.0888* **	0.3182** *	(0.0698)	0.0672* **
Nombre de femmes présentes	- 0.0635**	(0.0285)	- 0.0127**	- 0.0517*	(0.0307)	- 0.0102*	- 0.1018** *	(0.0298)	- 0.0219* **	- 0.1012** *	(0.0338)	- 0.0214* **
Chef de ménage actif (=1)	0.2969**	(0.1270)	0.0592**	0.2055	(0.1399)	0.0407	-0.1682	(0.1099)	-0.0362	-0.1650	(0.1290)	-0.0349
Couverture maladie	0.0775	(0.1798)	0.0155	0.3220	(0.3700)	0.0637	-0.3748*	(0.2125)	-	-0.7830	(0.4954)	-0.1655

(=1)									0.0806*			
Moustiquaire (=1)	-0.1516*	(0.0784)	-0.0302*	0.0867	(0.1011)	0.0172	-0.0592	(0.0819)	-0.0127	0.0188	(0.1012)	0.0040
<i>Variables de sante et contextuelles</i>												
Indice de surpeuplement	0.0266	(0.0207)	0.0053	0.0183	(0.0232)	0.0036	-0.0080	(0.0259)	-0.0017	0.0271	(0.0278)	0.0057
Constant	-6.6062** *	(0.7945)	-	-6.2566* **	(0.8474)	-	-5.5006** *	(0.8334)	-	-4.5505** *	(0.9159)	-
Observations	4160			3679			4765			4159		
Log-vraisemblance	-2443.6032			-2150.1082			-2958.5950			-2550.2195		
Pseudo R ²	0.0111			0.0086			0.0120			0.0074		

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Erreurs-types robustes entre parenthèses. Effets marginaux moyens (AME)

Source : Estimation à partir des données de l'EHCVM 2021

5. Discussion

Cette section met en perspective nos principaux résultats à la lumière d'études similaires menées, en insistant successivement sur les effets bénéfiques au bien-être sanitaires puis éducatifs de l'accès à l'énergie.

Nos résultats montrent dans un premier temps que les deux sources d'énergies réduisent significativement la prévalence de cas de maladie chez les femmes. Ces résultats s'alignent sur ceux de Barron & Torero (2017) qui, établissent dans le cadre d'un essai contrôlé randomisé au Salvador, qu'une réduction de 66% de la concentration de particules fines PM2.5 s'accompagne d'une prévalence d'infections respiratoires aiguës inférieure de 8 à 14 points de pourcentage chez les enfants de ménages raccordés au réseau. Cette convergence suggère que la réduction de la pollution intérieure constitue un mécanisme fiable reliant accès à l'énergie et santé, observé dans des contextes géographiques et économiques très différents. Ce constat doit toutefois être nuancé à la lumière de résultats plus mitigés au Rwanda, Lenz et al. (2017) ayant montré qu'environ 40% des ménages rwandais électrifiés perçoivent une amélioration de la qualité de l'air intérieur, sans que cela se traduise par une baisse significative des maladies respiratoires, oculaires ou des maux de tête autodéclarés. Notons par ailleurs, une différence importante avec Barron & Torero (2017), dont l'effet concerne les enfants, alors que le nôtre ne concerne que les femmes, sans effet chez les enfants de 0 à 14 ans. Cet écart pourrait s'expliquer, sans que nous puissions le vérifier directement dans nos données, par les différences de méthode d'estimation (essai randomisé versus données transversales) ainsi que par d'autres déterminants locaux tels que le paludisme, l'accès à l'eau ou le surpeuplement, qui pourraient masquer l'effet chez les plus jeunes.

Concernant les résultats des effets bénéfiques sur l'éducation de l'accès à l'énergie, les deux sources d'énergie augmentent significativement la probabilité de scolarisation des enfants de 6 à 18 ans. Ce résultat converge avec celui de Barron & Torero (2014), qui montrent, dans le cadre expérimental salvadorien, que l'électrification augmente de 78 points de pourcentage la participation des enfants à des activités éducatives. Cette hausse inclut notamment une augmentation de 54 points pour le temps d'étude à la maison et de 84 points pour les autres activités liées à l'école. Cet écart avec nos propres résultats d'estimations (26 points de pourcentage pour le réseau, 5,3 points de pourcentage pour le solaire) s'explique vraisemblablement par deux facteurs. D'une part, la méthode expérimentale de Barron & Torero (2014) isole probablement mieux l'effet réel de l'électricité que nos données d'enquête, plus sensibles à des facteurs non observables.

D'autre part, une alimentation électrique moins continue dans notre contexte pourrait limiter le bénéfice réel de l'énergie pour l'étude du soir. De telles études d'Essais Contrôlés Randomisés (ECR), cependant très coûteux et posant des problèmes d'éthique, sont encore très peu vulgarisées et mise en œuvre dans le contexte ivoirien.

Conclusion

Cette étude avait pour objectif d'analyser l'effet de l'accès à l'énergie sur le bien-être des ménages ruraux, mesuré par la scolarisation des enfants âgés de 6 à 18 ans et la prévalence de cas de maladie chez les femmes âgées de 15 ans et plus et les enfants âgés de 0 à 14 ans, en considérant le réseau national et le système solaire comme source d'approvisionnement.

En utilisant une approche en 2 SLS, les MCO et un modèle de régression logistique à variable fractionnaire, les résultats révèlent que l'accès à l'énergie augmente la probabilité de scolarisation des enfants. Une connexion au réseau national accroît cette probabilité d'environ 26 points de pourcentage, contre 5,3 points de pourcentage pour le solaire. Par ailleurs, l'accès à l'énergie moderne réduit la prévalence de cas de maladie chez les femmes de 2,5 points de pourcentage pour l'électricité réseau et de 3,8 points de pourcentage pour le solaire. La robustesse de ces résultats est confirmée par les estimations IV-Probit, qui valident le sens et la significativité des effets estimés tout en confirmant la présence d'endogénéité pour l'électricité réseau et l'exogénéité de la variable solaire.

Ces résultats ont des implications pour les gouvernants politiques de l'ensemble des pays d'Afrique et de la Côte d'Ivoire en particulier.

Premièrement, il serait judicieux de développer une stratégie de subvention ciblée. Les estimations empiriques obtenues attestent d'un effet significatif des systèmes d'énergie solaire sur la scolarisation des enfants (+5,3 points de pourcentage) ainsi que sur la réduction de la prévalence de cas de maladies chez les femmes (-3,8 points de pourcentage), cet effet sur la santé s'avérant supérieur à celui observé pour le raccordement au réseau électrique national. Ces résultats constituent un argument en faveur de la diffusion des dispositifs solaires domestiques dans les localités qui ne sont pas électrifiables à court terme par le réseau. A cet égard, il serait justifié de mettre en place une distribution subventionnée, voire gratuite, de kits solaires dans ces zones qui restent encore hors de couverture du réseau national. Afin d'en maximiser l'impact, cette politique devrait cibler tous les ménages ruraux sans discrimination géographique. De cette façon, les ménages comprenant des enfants en âge scolaire et ceux au sein desquels les femmes assument la charge des tâches domestiques à forte exposition à la

pollution intérieure, ces deux catégories les plus vulnérables des ménages étant susceptibles de tirer parti simultanément des bénéfices éducatifs et sanitaires documentés.

Deuxièmement, les résultats révèlent que le fait d'être de sexe féminin réduit significativement la probabilité de scolarisation. De même, la taille du ménage réduit également la scolarisation des enfants. Ces effets suggèrent que l'accès à l'énergie, bien qu'il améliore globalement les conditions d'apprentissage au sein du ménage, ne suffit pas à lui seul à améliorer les inégalités scolaires liées au genre et au nombre de personne dans le ménage. Il conviendrait dès lors de l'inscrire dans un cadre de politiques complémentaires, en articulant l'électrification rurale avec des mesures de scolarisation ciblées sur les filles telles que l'octroi de bourses, le développement de cantines scolaires et la construction d'établissements scolaires de proximité afin de réduire les contraintes de mobilité. Par ailleurs, des mécanismes de transferts conditionnels ou d'allocations familiales devraient être envisagés en faveur des ménages nombreux, afin de réduire les arbitrages entre scolarisation et recours au travail des enfants.

Troisièmement, mettre en place un programme couplant la distribution subventionnée de kits solaires à celle de foyers améliorés à faibles émissions ou de cuisinières à gaz butane, selon la disponibilité locale. En Côte d'Ivoire, la filière butane subventionnée et le réseau d'acteurs du foyer amélioré, soutenus par la Banque mondiale et le PNUD, constituent une infrastructure existante sur laquelle ce programme pourrait s'appuyer. Conformément aux résultats des estimations, ce programme devrait cibler prioritairement les ménages non raccordés au réseau électrique national ainsi que les ménages dont les femmes assurent la charge principale de la cuisson, et les ménages comprenant des enfants en âge scolaire, afin de maximiser simultanément les gains sanitaires et éducatifs documentés.

En dépit de son originalité, cette étude comporte des limites. La principale est l'utilisation des données transversales pour déterminer les effets de l'accès à l'électricité sur le bien-être. Ce type de donnée présente l'avantage de saisir les effets attendus de l'électricité à une période précise, ce qui limite la portée causale des estimations même avec l'instrumentation par 2SLS. Par ailleurs, l'étude ne permet pas d'appréhender les effets de complémentarité ou de substitution entre les deux sources, en raison de l'absence d'information sur les combinaisons d'usage au sein d'un même ménage.

Des études pourraient être menées sur une autre dimension d'intensité énergétique telle que le nombre d'heures d'accès par jour ou la stabilité de l'alimentation électrique plutôt que de recourir à une seule variable binaire d'accès. Elles permettraient de mieux capter la qualité réelle du service énergétique fourni aux ménages ruraux.

ANNEXES

Annexe A : Tableau de résultats (estimations robustesse)

Le tableau A ci-dessous présente l'ensemble des spécifications économétriques estimées dans le cadre de cette étude. Il inclut les modèles LPM MCO, LPM 2SLS, IV-Probit (effets marginaux moyens), la première étape de l'IV-Probit (pertinence de l'instrument) et les paramètres structurels du modèle IV-Probit (athrho et Insigma2). Les colonnes (1) à (5) concernent l'électricité réseau et les colonnes (6) à (10) l'énergie solaire.

Tableau N°A1 : Résultats d'estimations de l'accès à l'électricité réseau (modèles 1 à 5)

Variables	(1) LPM MCO	(2) LPM 2SLS	(3) IV-Probit (EM)	(4) IV-Probit (1re étape)	(5) IV-Probit (Struct.)
Variable d'intérêt : Accès électricité réseau					
Accès électricité réseau (1=Oui)	0,0795*** (0,0249)	0,259** (0,109)	0,801*** (0,308)	—	—
Taux d'élec. réseau grappe (hors ménage)	—	—	—	0,757*** (0,0249)	—
athrho	—	—	—	—	-0,223* (0,114)
Insigma2	—	—	—	—	-1,168*** (0,0331)
Variables de contrôle					
Enfant de sexe féminin	-0,0433*** (0,0140)	-0,0437*** (0,0147)	-0,166*** (0,0470)	0,00530 (0,00845)	—
Âge de l'enfant	0,178*** (0,0243)	0,175*** (0,0217)	0,589*** (0,0426)	0,0136 (0,0128)	—
Âge ² de l'enfant	-0,00752*** (0,00102)	-0,00739*** (0,000902)	-0,0250*** (0,00175)	-0,000632 (0,000586)	—
Chef de ménage femme	0,0137 (0,0161)	0,0202 (0,0222)	0,0762 (0,0821)	-0,0362 (0,0399)	—
Âge du chef de ménage	0,00123** (0,000625)	0,000822 (0,000623)	0,00336 (0,00227)	0,00163** (0,000832)	—
CM : niveau secondaire ou +	0,115*** (0,0253)	0,108*** (0,0193)	0,412*** (0,0580)	0,0210 (0,0160)	—
Taille du ménage	-0,00792*** (0,00302)	-0,0101*** (0,00317)	-0,0349*** (0,0116)	0,00917*** (0,00331)	—
Accès eau potable	0,0245 (0,0200)	-0,0107 (0,0406)	-0,0194 (0,131)	0,0926*** (0,0176)	—
Ménage possède une TV	0,0487*** (0,0155)	0,0171 (0,0200)	0,0740 (0,0662)	0,0997*** (0,0236)	—
Logement en mat. durs	0,0690 (0,0429)	0,0185 (0,0582)	0,0446 (0,176)	0,135*** (0,0391)	—
Ménage possède terres	-0,0505*** (0,0193)	-0,0105 (0,0399)	-0,0455 (0,131)	-0,0208 (0,0200)	—
Ménage possède bétail	-0,0814* (0,0452)	-0,0911* (0,0470)	-0,293** (0,146)	0,0182 (0,0441)	—
Constante	-0,384** (0,156)	-0,383** (0,158)	-3,050*** (0,337)	-0,283*** (0,0754)	—
Observations	8 667	8 667	8 667	8 667	8 667
R ²	0,106	0,083	—	—	—

Source : Estimation à partir des données de l'EHCVM 2021. Note : *** p<0,01 ; ** p<0,05 ; * p<0,1. Écarts-types robustes entre parenthèses. EM = Effets Marginaux Moyens. Col. (4) = première étape IV-Probit. Col. (5) = paramètres structurels (athrho, Insigma2).

Tableau N°A2 : Résultats d'estimations de l'accès à l'énergie solaire (modèles 6 à 10)

Variables	(6) LPM MCO	(7) LPM 2SLS	(8) IV- Probit (EM)	(9) IV- Probit (1re étape)	(10) IV- Probit (Struct.)
Variable d'intérêt : Énergie solaire					
Accès électricité solaire (1=Oui)	0,0528** (0,0263)	0,0487 (0,0837)	0,147 (0,307)	—	—
Taux d'élec. alternative grappe (hors ménage)	—	—	—	0,879*** (0,0259)	—
athrho	—	—	—	—	0,0178 (0,0625)
Insigma2	—	—	—	—	-1,581*** (0,0545)
Variables de contrôle					
Enfant de sexe féminin	-0,0430*** (0,0139)	-0,0431*** (0,0144)	-0,167*** (0,0493)	-7,51e-05 (0,00520)	—
Âge de l'enfant	0,180*** (0,0256)	0,180*** (0,0269)	0,620*** (0,0650)	0,000193 (0,00346)	—
Âge ² de l'enfant	-0,00758*** (0,00108)	-0,00760*** (0,00113)	-0,0262*** (0,00273)	-2,09e-05 (0,000153)	—
Chef de ménage femme	0,0117 (0,0156)	0,0127 (0,0163)	0,0573 (0,0660)	-0,00705 (0,0104)	—
Âge du chef de ménage	0,00139** (0,000656)	0,00140** (0,000621)	0,00514** (0,00211)	0,000394 (0,000362)	—
CM : niveau secondaire ou +	0,118*** (0,0268)	0,119*** (0,0250)	0,458*** (0,0791)	-0,00242 (0,00661)	—
Taille du ménage	-0,00695** (0,00302)	-0,00704** (0,00340)	-0,0255** (0,0124)	0,00119 (0,00185)	—
Accès eau potable	0,0370* (0,0189)	0,0343 (0,0267)	0,122 (0,0926)	0,000407 (0,0117)	—
Ménage possède une TV	0,0623*** (0,0159)	0,0610*** (0,0147)	0,220*** (0,0502)	-0,0198* (0,0106)	—
Logement en mat. durs	0,0912** (0,0391)	0,0902** (0,0369)	0,273** (0,109)	0,00250 (0,0291)	—
Ménage possède terres	-0,0640*** (0,0196)	-0,0619*** (0,0236)	-0,212*** (0,0810)	-0,0117 (0,0110)	—
Ménage possède bétail	-0,0797* (0,0452)	-0,0826* (0,0442)	-0,267* (0,139)	-0,00850 (0,0418)	—
Constante	-0,382** (0,161)	-0,383** (0,180)	-3,126*** (0,456)	-0,00176 (0,0314)	—
Observations	8 667	8 667	8 667	8 667	8 667
R ²	0,103	0,102	—	—	—

Source : Estimation à partir des données de l'EHCVM 2021. Note : *** p<0,01 ; ** p<0,05 ; * p<0,1.

Écart-types robustes entre parenthèses. EM = Effets Marginaux Moyens. Col. (9) = première étape IV-Probit. Col. (10) = paramètres structurels (athrho, Insigma2).

Le tableau A3 synthétise l'ensemble des tests de validité des instruments, d'endogénéité et de spécification réalisés dans cette étude.

Tableau B1-a : Synthèse des tests économétriques

Test / Statistique	Électricité réseau	Énergie solaire
A. Validité et force des instruments		
Instrument utilisé	Tx élec. réseau grappe (hors ménage)	Tx élec. solaire grappe (hors ménage)
F-test excl. Instruments (1ère étape)	F (1, 8653) = 2 774,20***	F (1, 8653) = 709,33***
Kleibergen-Paap rk Wald F-stat (robuste)	2 774,20	709,33
Cragg-Donald Wald F-stat	2 720,86	2 720,86
Valeur critique Stock-Yogo (10% biais)	16,38 ✓	16,38 ✓
Sous-identification : KP rk LM Chi²(1)	1 178,91 [p=0,000]	360,39 [p=0,000]
B. Test d'endogénéité (Wu-Hausman / Durbin)		
Test d'endogénéité Chi²(1)	Chi² (1) — p = 0,045**	Chi² (1) — p = 0,537
C. Tests de spécification (modèle MCO solaire)		
RESET de Ramsey (variables omises)	Non applicable (2SLS)	F (3,8645) =25,47 [p=0,000] ***
Breusch-Pagan (hétéroscédasticité)	Chi² (1) =633,82 [p=0,000]	Chi² (1) =633,82 [p=0,000]
VIF (variable d'intérêt)	acces_elec : 1,01 ✓	hors_res : 1,01 ✓
Écart-types utilisés	Robustes (White) ✓	Robustes (White) ✓

Source : Estimations de l'auteur à partir des données de l'EHCVM2021. *** p<0,01 ; ** p<0,05 ; * p<0,1.

KP = Kleibergen-Paap.

Stock-Yogo (2005) : valeurs critiques pour 1 instrument / 1variable endogène. Le test RESET de Ramsey est réalisé sur le modèle MCO solaire uniquement. Test de Breusch-Pagan : réalisé sans option robust. VIF calculé sur le modèle MCO complet avec effets fixes de zone.

BIBLIOGRAPHIE

- Agence internationale de l'Energie (AIE) 2015. World Energy Outlook 2015. Paris OCDE/AIE. Disponible sur <https://www.iea.org/publications/freepublications/publication/world-energy>
- Autorité Nationale de Régulation du secteur de l'Electricité (ANARE-CI) (2021). Rapport d'activité 2021. Abidjan, Côte d'Ivoire.
- Barron, M., & Torero, M. (2014). Electrification and time allocation: Experimental evidence from Northern El Salvador. MPRA Paper 63782.
- Barron, M., & Torero, M. (2017). Household electrification and indoor air pollution. *Journal of Environmental Economics and Management*, 86, 81–92. doi: 10.1016/j.jeem.2017.07.007
- Bensch, G., Kluve, J., & Peters, J. (2011). Impacts of rural electrification in Rwanda. *Journal of Development Effectiveness*, 3(4), 567–588.
- Bridge, B. A., Adhikari, D., & Fontenla, M. (2016). Household-level effects of electricity on income. *Energy Economics*, 58, 222–228.
- Cabraal, A., Barnes, D., & Agarwal, S. (2005). Productive uses of energy for rural development. *Annual Review of Environment and Resources*, 30, 117-144.
- Direction des études, des stratégies, de la planification et des statistiques (DESPS) (2021). *Statistiques scolaires de poche*. Ministère de l'Education Nationale et de l'Alphabétisation (MENA).
- Diallo, A., & Moussa, R. K. (2020). The effects of solar home system on welfare in off-grid areas: Evidence from Côte d'Ivoire. *Energy*, 194, 116835.
- Dinkelman, T. (2011). The Effects of Rural Electrification on Employment: New Evidence from South Africa. "American Economic Review, 101(7), 3078-3108.
- Filmer, D. & Pritchett, L. (1999). The Effect of Household Wealth on Educational Attainment: Evidence from 35 Countries. *Population and Development Review*, 25(1), 85-120.
- Fujii, T. & Shonchoy, A. S. (2020). Fertility and rural electrification in Bangladesh. *Journal of Development Economics*, 143, 102-113.
- Gallani, S., Krishnan, R., & Wooldridge, J. M. (2015). Applications of fractional response model to the study of bounded dependent variables in accounting research. *Harvard Business School Accounting & Management Unit Working Paper*, No. 16-016.
- Grimm, M., Sparrow, R., & Tasciotti, L. (2015). Does electrification spur the fertility transition? Evidence from Indonesia. *Demography*, 52(5), 1773–1796. doi :10.1007/s13524-015-0420-3

- Grimm, M., Munyehirwe, A., Peters, J., & Sievert, M. (2017). A first step up the energy ladder? Low-cost solar kits and household's welfare in rural Rwanda. *The World Bank Economic Review*, 31(3), 631–649. <https://doi.org/10.1093/wber/lhw052>
- Hoque, N. (1988). A contextual analysis of rural electrification and its impact on fertility: Evidence from Bangladesh. State College, Pennsylvania, USA: The Pennsylvania State University.
- Irwin, B. R., Hoxha, K., & Grépin, K. A. (2020). Conceptualising the effect of access to electricity on health in low- and middle-income countries: A systematic review. *Global Public Health*, 15(3), 452-473. <https://doi.org/10.1080/17441692.2019.1695873>
- Kanagawa, M., & Nakata, T. (2008). Assessment of access to electricity and the socio-economic impacts in rural areas of developing countries. *Energy policy*, 36(6), 2016-2029.
- Khandker, S. R., Barnes, D. F., & Samad, H. A. (2012). The welfare impacts of rural electrification: Evidence from Bangladesh. *The Energy Journal*, 33(1), 187-206.
- Khandker, S. R., Samad, H. A., Ali, R., & Barnes, D. F. (2014). Who benefits most from rural electrification? Evidence in India. *The Energy Journal*, 35(2), 75-96.
- Koch, S. F. (2010). Fractional multinomial response models with an application to expenditure shares. Mimeo, University of Pretoria.
- Lenz, L., Munyehirwe, A., Peters, J., & Sievert, M. (2017). Does large-scale infrastructure investment alleviate poverty? Impacts of Rwanda's electricity access roll-out program. *World Development*, 89, 88–110. doi: 10.1016/j.worlddev.2016.08.003
- Nano, E. (2022). *Electrifying Nigeria: The impact of rural access to electricity on kids' schooling* (No. HEIDWP03-2022). Graduate Institute of International and Development Studies Working Paper.
- Marmot, M. (2005). Social determinants of health inequalities. *The lancet*, 365(9464), 1099-1104.
- Olanrele, I. A., Lawal, A. I., Dahunsi, S. O., Babajide, A. A., & IseOlorunkanmi, J. O. (2020). The impact of access to electricity on education and health sectors in Nigeria's rural communities. *Entrepreneurship and Sustainability Issues*, 7(4), 3016-3035.
- Peters, J., & Vance, C. (2011). Rural electrification and fertility - Evidence from Cote d'Ivoire. *The Journal of Development Studies*, 47(5), 753–766. doi:10.1080/00220388.2010.527954
- Prüss-Üstün, Annette, Wolf, Jennyfer, Corvalán, Carlos, et al. (2016). Preventing disease through healthy environments: a global assessment of the burden of disease from environmental risks. Rapport OMS (Genève) (World Health Organization).

- Sagar, A. D. (2005). Alleviating energy poverty for the world's poor. *EnergyPolicy*, 33(11), 1367–1372.
- Squires, T., (2015, March). The Impact of Access to Electricity on Education: Evidence from Honduras. *Job Market Paper*. Retrieved from.
- Van de Walle, D., Ravallion, M., Mendiratta, V., & Koolwal, G. (2017). Long-term gains from electrification in rural India. *The World Bank Economic Review*, 31(2), 385-411.
<https://doi.org/10.1093/wber/lhv057>
- Wagstaff, A., & Doorslaer, E. V. (2003). Catastrophe and impoverishment in paying for health care: with applications to Vietnam 1993–1998. *Health economics*, 12(11), 921-933.
- Papke, L. E., & Wooldridge, J. M. (1996). Econometric methods for fractional response variables with an application to 401 (k) plan participation rates. *Journal of applied econometrics*, 11(6), 619-632
- Yan, X., Zhao, X., Han, Y., Van Hentenryck, P., & Dillahun, T. (2021). Mobility-on-demand versus fixed-route transit systems: An evaluation of traveler preferences in low-income communities. *Transportation Research Part A : Policy and Practice*, 148, 481-495.