



Pauvreté et scolarisation des enfants au Bénin : une analyse suivant le genre

Mahoubé Aimée-Gabrielle SOGLO

Faculté de Sciences Economiques et de Gestion de l'Université d'Abomey Calavi
(FASEG /UAC)

Résumé : Au Bénin, bien que les différentes politiques en faveur de l'éducation aient montré leurs preuves, la pauvreté continue d'être un frein à la scolarisation. Cet article analyse l'effet de la pauvreté sur la scolarisation des enfants au Bénin selon le sexe du chef de ménage. La méthode Probit à Changement de Régime (PCR) est utilisée sur des données de l'Enquête Nationale sur le Travail des Enfants (ENTE) réalisée au Bénin. Les résultats révèlent que les ménages dirigés par les femmes sont moins exposés à la pauvreté. De plus, la pauvreté réduit de 58% et de 37% le gain d'être scolarisé d'un enfant issu d'un ménage pauvre dirigé respectivement par une femme et par un homme. En effet, il s'avère nécessaire de renforcer l'autonomisation et le pouvoir décisionnel des femmes pour booster la scolarisation des enfants. Aussi, il est indispensable que les politiques d'amélioration des conditions d'école soient renforcées et pérennisées.

Abstract: In Benin, although the various policies in favor of education have proven their worth, poverty continues to be an obstacle to schooling. This paper analyzes the effect of poverty on children's schooling in Benin according to the gender of the household head. The Regime Change Probit (RCP) method is used on data from the National Child Labor Survey (NCLS) conducted in Benin. The results reveal that female-headed households are less exposed to poverty. Moreover, poverty reduces the chances of a child from a poor female- and male-headed household attending school by 58% and 37%, respectively. Indeed, it is necessary to strengthen the women's empowerment and decision-making power to boost children's schooling. It is also essential that policies to improve school conditions be strengthened and made permanent.

Mots-clés : Pauvreté multidimensionnelle, Scolarisation, Genre, Probit à Changement de Régime

JEL Code: I32, I24, J16, C10

Digital Object Identifier (DOI): <https://doi.org/10.5281/zenodo.7642944>

Published in: Volume 2 Issue 1



This work is licensed under a [Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivatives 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

1. Introduction

La théorie du capital humain stipule que l'éducation est un facteur d'amélioration de la productivité à travers l'acquisition de nouvelles compétences (Becker, 1964). Outre le rôle d'amélioration de la productivité que joue l'éducation, elle est associée à la réduction de la pauvreté et impacte positivement les résultats liés au développement (Azariadis et Stachurski,

2005). Bien que l'importance de l'éducation ne soit plus à démontrer, la disponibilité des moyens financiers fait que les ménages pauvres investissent peu ou pas du tout dans l'éducation : cela enferme leurs descendants dans un piège à pauvreté (Galor et Zeira, 1993). Pour Barham et al. (1995), ces contraintes financières peuvent engendrer une trappe à la pauvreté, dans laquelle les enfants en âge d'être scolarisés restent sans instruction. Schultz (1993) indique que l'investissement dans l'éducation des enfants est lié au bien-être économique du ménage dans lequel ils résident. Ainsi, certains ménages des pays à faible revenu peuvent sous-investir dans la scolarisation de leurs enfants, même lorsque les retours sur investissement sont élevés. Les possibilités d'aller à l'école, de même que les progrès scolaires sont particulièrement susceptibles d'être plus limités pour les enfants issus de ménages pauvres (Colclough et Lewin, 1993 ; Lloyd et Blanc, 1996).

Le lien entre la pauvreté et la scolarisation des enfants est traité sous deux angles dans la littérature. Certains auteurs ont lié le faible niveau de scolarisation des enfants au revenu du ménage (Chaudry et Wimer, 2016 ; Naoi et al., 2021 ; Baya et al., 2015 ; Gnoumou-Thiombiano et Kaboré, 2017). D'autres tout en le liant au revenu, l'associent également au niveau d'éducation des parents (Lacour et Tissington, 2011 ; Nieuwenhuis et al. 2018). En revanche, certains auteurs associent la scolarisation des enfants à la détention d'actifs par le ménage (Chowa et al., 2013 ; Schmitt et Wadsworth, 2006).

Pour les auteurs qui soutiennent que la scolarisation des enfants est liée au revenu du ménage, la pauvreté affecte directement la décision des parents en raison du manque de ressources disponibles. Ils ont établi entre le revenu et les résultats des enfants à l'école, un effet causal positif. Chaudry et Wimer (2016) trouvent à partir de leur analyse que le faible niveau de revenu des parents se traduit par des difficultés matérielles, du stress familial, de la réduction de l'apport cognitif et des dépenses. Le revenu du ménage est dans la plupart des cas positivement corrélé aux résultats cognitifs de l'enfant (Naoi et al., 2021). En effet, la scolarisation des enfants engendre des coûts directs et indirects pour les ménages. L'insuffisance des ressources économiques des parents est négativement associée à la scolarisation des enfants (Baya et al., 2015 ; Gnoumou-Thiombiano et Kaboré, 2017). Les enfants les plus favorisés en matière de scolarisation sont donc ceux qui appartiennent aux ménages possédant assez de ressources (Gastineau et al., 2015).

Pour ceux qui associent la scolarisation des enfants à la détention d'actifs par le ménage, il a été constaté que les actifs du ménage ont un impact significatif sur la scolarisation et la réussite scolaire des enfants. En analysant l'impact des biens du ménage sur la réussite scolaire des enfants au Ghana, Chowa et al. (2013) trouvent que les enfants issus des ménages possédant au moins certains actifs, obtiennent des scores en unité plus élevée en anglais que leurs pairs des ménages qui n'en possèdent aucun. Par exemple, il existe une relation positive entre la possession d'un ordinateur domestique et la réussite scolaire des enfants (Schmitt et Wadsworth, 2006).

Au Bénin, la pauvreté monétaire sévit plus en milieu rural qu'en milieu urbain. En effet, l'incidence de la pauvreté monétaire en milieu urbain est de 31,4% contre 44,2% en milieu rural [Enquête Harmonisée sur les Conditions de Vie des Ménages (EHCVM), 2019]. Les mêmes tendances sont observées au niveau de la profondeur de la pauvreté et des inégalités parmi les pauvres (EHCVM, 2019). L'analyse sur la situation des enfants au Bénin montre que l'école est inaccessible pour 43% de filles et 36 % de garçons, issus des ménages plus pauvres [Analyse de la situation des enfants au Bénin (SitAn, 2017)]. Les calculs faits pour la note d'analyse sectorielle préparée en 2017 à partir de l'Enquête Modulaire Intégrée sur les Conditions de Vie des ménages (EMICOV, 2015) ont montré des chiffres différents mais des tendances similaires. Au Cours d'Initiation, le taux d'accès des enfants provenant des ménages pauvres est de 68,1%, inférieur à celui des enfants des ménages riches qui est estimé à 94,2%. Cette barrière financière perturbe tout le parcours scolaire de l'enfant. La différence entre les enfants pauvres et riches

s'élargit progressivement pour devenir deux fois plus importante au Cours Moyen 2^{ème} année où le taux d'accès atteint 39% pour les enfants pauvres contre 79% pour les enfants riches (UNESCO, 2017). Les travaux d'Atanasso et Chabi (2015) indiquent qu'au Bénin, les enfants qui vivent avec leurs parents dans un ménage de grande taille, possédant d'actifs suffisant ont plus de chance d'être scolarisés et d'atteindre un niveau scolaire plus élevé.

L'objectif de cet article est d'analyser l'effet de la pauvreté sur la scolarisation des enfants au Bénin. La motivation résulte du fait que malgré les efforts à travers les différentes politiques (Education Pour Tous/Objectifs du Millénaire pour le Développement, Objectifs de Développement Durable), la pauvreté continue d'impacter négativement la scolarisation des enfants. Selon les statistiques de la Banque Mondiale, le taux d'achèvement de l'école primaire est passé de 81,94% en 2015 à 62,42% en 2020 soit une régression de 18,72 points sur un quinquennat. Il est à noter également que la plupart des travaux qui ont analysé l'effet de la pauvreté sur la performance des enfants, l'ont fait en considérant le revenu du ménage uniquement (Filmer, 2000 ; Engle et Black, 2008 ; Keshavarz et Haddad, 2017 ; Basu et Van, 1998 ; Brown et Park, 2002). Dans cet article, nous avons capté la pauvreté à partir de l'indice de pauvreté multidimensionnelle qui permet de mesurer la pauvreté sous toutes ses formes. Pour mieux appréhender l'effet de la pauvreté sur la scolarisation des enfants, le reste de l'article est organisé en quatre sections dont la première présente la revue de littérature, la seconde expose la méthodologie de l'étude, la troisième présente et discute les résultats et la quatrième conclut.

2. Revue de littérature

Le lien entre la pauvreté et le niveau de l'éducation est largement discuté dans la littérature. Si pour certains auteurs (Filmer, 2000 ; Brown et Park, 2002 ; Engle et Black, 2008 ; Keshavarz et Haddad, 2017) la décision de scolariser ou non les enfants est liée au revenu dont dispose le ménage, pour d'autres, elle est plutôt liée à l'ensemble des caractéristiques socio-économiques du ménage autre que le revenu (Necşoi et al., 2013 ; Deslandes et al., 1999 ; Farooq et al., 2011 ; Tong et al. 2021 ; Steinmayr et al., 2010 et Piamale et al., 2004).

2.1 Le revenu du ménage : gage de la décision de scolariser ou non les enfants

Les travaux qui portent sur les déterminants du choix des parents de scolariser ou non les enfants indiquent que la pauvreté est le facteur le plus prépondérant (Filmer, 2000 ; Engle et Black, 2008 ; Keshavarz et Haddad, 2017 ; Basu et Van, 1998 ; Brown et Park, 2002). L'ensemble de ces travaux ont montré que l'insuffisance de revenu qui caractérise la plupart des ménages pauvres explique leur choix de scolariser ou non les enfants. La scolarisation des enfants étant un investissement en capital humain, elle constitue alors une charge et conditionne le choix des ménages pauvres. En faisant l'hypothèse de la gratuité de l'école dans les pays en développement, les ménages doivent supporter des coûts indirects non négligeables pour le maintien des enfants à l'école. En dehors des frais de scolarité sur lesquels porte la gratuité, les ménages sont contraints à faire face entre autres aux dépenses d'achat de fourniture, de déplacement et de nourriture. Les enfants issus des familles à faible revenu dans les pays en développement sont donc exposés par exemple à des risques de malnutrition (Engle et Black, 2008). Moore et al. (2009) montrent qu'au Nicaragua en Amérique Latine que la malnutrition peut affecter la santé et la capacité des enfants à apprendre et engendrer des niveaux de stress accrus. Les travaux de Lacour et Tissington (2011) réalisés sur les Etats-Unis, ont montré que la pauvreté affecte directement la réussite scolaire en raison du manque de ressources disponibles.

Au Bangladesh, Amin et al. (2004) appuient l'idée que la pauvreté d'une famille affecte la probabilité qu'un enfant ne soit pas scolarisé. Ils notent que scolariser les enfants est un luxe que ces ménages ne peuvent se permettre. Basu et Van (1998) considèrent la scolarisation des

enfants comme un bien que les ménages pauvres peuvent consommer dès que le revenu du ménage augmente suffisamment. En Ethiopie, les familles dont les revenus sont insuffisants pour subvenir aux besoins de leur ménage n'ont d'autre choix que d'engager leurs enfants dans diverses formes d'activités économiques pour subvenir aux besoins de leur famille au lieu de scolariser ces derniers (Haile et Haile, 2012). Au Ghana, Adonteng-Kissi (2021) souligne que dans les ménages où les parents ne peuvent pas subvenir aux besoins familiaux, scolariser les enfants est une perte de revenu pour le ménage. En effet, de nombreux ménages dépendent des opérations de création de revenus et de minimisation des dépenses des enfants pour survivre. La non scolarisation des enfants permet alors de libérer des marges financières pour investir en vue d'obtenir des avantages substantiels, tant économiques que sociaux pour les ménages (OIT, 2015). La décision de ne pas scolariser les enfants, en les engageant sur le marché du travail, offre aux ménages démunis le revenu dont ils ont besoin pour survivre à court terme.

2.2 Caractéristiques socio-économiques du ménage et scolarisation des enfants

Les caractéristiques socio-économiques des parents constituent des facteurs expliquant les décisions de scolariser ou non les enfants (Necsoi et al., 2013). Parmi ces caractéristiques, le niveau d'éducation des parents est identifié dans la littérature comme un facteur déterminant de la décision de scolariser les enfants. Comparativement aux enfants dont les parents sont peu ou pas du tout scolarisés, les enfants dont les parents ont atteint un niveau élevé d'éducation ont une forte probabilité d'être scolarisés et d'enregistrer de meilleurs résultats scolaires et des taux de maintien élevés (Deslandes et al., 1999 ; Farooq et al., 2011 ; Tong et al., 2021). Pour ces auteurs, les parents scolarisés disposent d'un plus grand accès à une grande variété de ressources économiques, sociales et cognitives qui peuvent être utilisées pour le suivi des enfants. En considérant un échantillon de 580 lycéens allemands, Steinmayr et al. (2010) notent d'ailleurs que les stratégies d'apprentissage des enfants sont associées au niveau d'instruction de leurs parents. Pour Piamale et al. (2004), au-delà de la performance scolaire des enfants, en république Centrafricaine, le niveau d'instruction des parents notamment celui du chef de ménage réduit le risque d'abandon des enfants à l'école. Si l'effet du niveau d'éducation des parents sur la décision de scolariser les enfants d'une part, et sur leur performance scolaire d'autre part, est établi, les avis sont plutôt partagés quant à l'effet du sexe associé au niveau d'éducation du chef du ménage.

L'effet du niveau d'éducation du père ou de la mère dans la décision de scolariser les enfants est différent. Cette différence est liée au parent qui a le droit de dépenser les ressources économiques du ménage ou d'engager des investissements au niveau du ménage. Au Malawi, Chun (2021) parvient à la conclusion selon laquelle, la chance pour les enfants d'être scolarisés est associée à l'éducation paternelle qu'à l'éducation maternelle. Dans les cultures où les hommes ont le pouvoir de décision dominant, les mères en dépit de leur niveau d'instruction élevé n'affectent pas la décision de scolariser ou non les enfants (Moyi, 2010 ; Davis-Kean et al., 2021). En effet, la mère peut disposer d'un niveau d'éducation élevé, mais peut ne pas avoir le pouvoir de décision d'investir. A partir de sept pays d'Afrique subsaharienne, Lloyd et Blanc (1996), indiquent que la décision de la mère peut affecter le choix du père à condition que celle-ci dispose d'une capacité à influencer la décision de ce dernier ou à travers sa contribution aux dépenses du ménage ou encore quand elle est chef de ménage.

Les femmes chef de ménage ont une propension légèrement élevée à envoyer leurs enfants à l'école et à les y maintenir que les hommes chef de ménage (Chernichovsky, 1985 ; Chabi et Attanasso, 2015 ; Takeda et Lamichhane, 2018). D'autres études ont montré que les enfants sont mieux scolarisés quand le chef de ménage est une femme (Lloyd et Gage-Brandon, 1994 ; de Vreyer, 1993). En effet, les femmes chefs de ménage consacrent plus de temps, de ressources financières ou de support affectif que leurs homologues hommes dans l'éducation des enfants dans le ménage. Les femmes ont de plus une allocation des ressources plus optimale que les hommes (Pilon, 1996). Pour d'autres auteurs, ce résultat s'explique par le fait que les femmes

sont de meilleures gestionnaires que les hommes, mais aussi l'autonomie d'action dont elles jouissent à la tête d'un ménage, leur permet d'orienter les ressources dans la scolarisation des enfants pour un meilleur résultat (Lloyd et Blanc, 1996 ; Wakam, 2002 ; Olvera et al., 2010). Handa (1996) note globalement que le bien-être des enfants est mieux assuré par les femmes, surtout lorsqu'elles ont un pouvoir de décision sur les questions familiales. Lloyd et Blanc (1996) notent que, lorsque la mère a un meilleur accès et un contrôle sur les ressources au sein du ménage résidentiel de l'enfant, ce dernier a une probabilité plus élevée d'être scolarisé. Mieux, les femmes chef de ménage favorisent de meilleurs scores académiques pour les filles (Lloyd et Blanc, 1996). La vérification empirique de cette revue de littérature à travers l'analyse de l'effet de la pauvreté sur la scolarisation des enfants au Bénin, nécessite un cadre méthodologique adéquat.

3. Méthodologie

Cette section présente la méthode d'estimation à travers le modèle théorique, la spécification empirique et la source des données.

3.1 Modèle théorique

Nous partons du cadre théorique élaboré par Brown et Park (2002) qui suppose que la scolarisation des enfants est une décision d'investissement que doit prendre les parents. Les parents qui optent pour la scolarisation des enfants doivent supporter les coûts d'opportunité à savoir les coûts directs (dépenses de scolarité, achats de livres, dépenses d'habillement, les coûts de transport et les coûts liés à l'alimentation de l'enfant à l'école) et les coûts indirects (diminution de la main d'œuvre aux champs, augmentation de la charge des travaux domestiques, etc.). Ainsi, pour opérer un choix, les parents intègrent ces différents coûts dans leur fonction d'utilité. La fonction d'utilité se présente comme suit :

$$U = Y - P_E E_c + \alpha R E_c + A(1 - \alpha) R E_c \quad (1)$$

où Y désigne le revenu du ménage au moment de la décision d'investissement, E_c le nombre d'année de scolarisation de l'enfant et P_E le coût que doivent supporter les parents. Dans un contexte de gratuité de l'inscription, comme c'est le cas au Bénin, ce coût prend en compte l'achat de livres, d'uniforme scolaire, les coûts de transport par exemple, mais également le coût d'opportunité relatif à la décision d'envoyer l'enfant à l'école ou non. Soit R le retour sur investissement de l'éducation de l'enfant et α la part de ce retour aux parents à travers les transferts futurs (assistance morale et financière dans la vieillesse). Ceci étant, $1 - \alpha$ correspond à la part que conserve l'enfant pour lui-même. Soit A , un paramètre traduisant le degré d'altruisme des parents envers leur enfant, $A = 1$ indique que les parents traitent l'enfant comme ils se seraient traités eux-mêmes. Les dépenses totales en éducation de l'enfant ne peuvent excéder la somme du revenu du ménage Y et un montant de crédit B ; étant entendu qu'en dehors les dépenses en éducation de l'enfant, le ménage fait face à d'autres charges. La maximisation de l'utilité des parents est donc de la forme :

$$\begin{cases} \text{Max } U = Y - P_E E_c + \alpha R E_c + A(1 - \alpha) R E_c \\ \text{s/c } P_E E_c \leq Y + B \\ \text{Avec } 0 \leq \alpha \leq 1 \quad 0 \leq A \leq 1 \text{ et } B \geq 0 \end{cases} \quad (2)$$

Etant donné que les parents sont des agents rationnels, ils vont opter pour un choix dès lors que celui-ci leur procure un gain espéré plus élevé en termes de maximisation de leur utilité. En

considérant un parent "q" qui opte pour le choix "i" dans un ensemble fini d'alternatives "k" on a :

$$U_{iq} = V_{iq} + \varepsilon_{iq} \quad (3)$$

L'équation 3 est la somme de deux termes. Le premier (V_{iq}) est une quantité systématique, c'est-à-dire la valeur principale ou attendue de l'utilité perçue. Le second (ε_{iq}), appelé résidu aléatoire, représente l'écart de l'utilité moyenne par rapport à la valeur réelle. Sur la base de la théorie de l'utilité aléatoire, nous postulons que l'utilité principale V_{iq} du ménage associé au choix de scolariser ou non l'enfant peut être exprimée en fonction de son revenu (Y) au moment du choix de scolariser ou non l'enfant, du nombre d'année de scolarisation de l'enfant (E_c), du coût (P_E) que doivent supporter les parents et du retour sur investissement (R) :

$$U_{iq} = V_{iq}(Y, E_c, P_E, R) + \varepsilon_{iq} \quad (4)$$

Un ménage "q" va opter pour le choix i entre k alternatives si et seulement si : $U_{iq} > U_{k \setminus \{i\}q}$.

3.2 Méthode d'estimation

L'objectif de cet article est d'analyser l'effet de la pauvreté sur la scolarisation des enfants au Bénin. Les techniques de régression standard ne fournissent pas d'estimateurs cohérents puisque les facteurs non observés qui affectent la variable de résultat peuvent être corrélés avec les facteurs non observés qui affectent la variable de changement ou de sélection (Miranda et Rabe-Hesketh, 2006). Par exemple, la probabilité qu'un chef de ménage décide de scolariser ses enfants est déterminée par ses caractéristiques individuelles et son statut de pauvreté. De la même manière, le niveau de scolarisation des enfants peut affecter le statut de pauvreté du ménage. Dans ces conditions, d'autres méthodes d'estimations dont le score de propension (Propensity score matching (PSM)), le IV Probit et la méthode Probit à Changement de Régime peuvent être utilisées. Le PSM permet d'obtenir des sous-groupes à posteriori semblables, mais ne peut prétendre atteindre le niveau de preuve des essais randomisés car l'absence de biais ne peut être garanti (Kwiatkowski et al. 2007). Il ne permet pas de résoudre la question du biais de sélection lié aux inobservables. Pour la méthode des variables instrumentales (IV Probit), il est souvent difficile de trouver au moins une variable dans le modèle de sélection pour servir d'instrument approprié. En effet, cette variable influencerait la probabilité de traitement sans être corrélée au terme d'erreur (Woodridge, 2002). Dans cette étude, la méthode Probit à Changement de Régime (PCR) est utilisée parce que la variable de résultat (scolarisation) et la variable de sélection (indice de pauvreté multidimensionnelle) sont toutes deux des variables binaires. De plus, cette méthode d'estimation permet d'ajuster les modèles dans lesquels la variable de résultat dépend d'une variable fictive et n'est observée que si une condition de sélection particulière est remplie.

Considérons que scolariser les enfants est un investissement en capital humain pour les parents qui attendent un retour sur investissement. Le résultat observé de la décision de scolariser ou non des enfants peut être alors modélisé dans un cadre d'utilité aléatoire. Dans cet article, la décision des parents est un choix binaire, où la scolarisation des enfants entraîne une différence positive entre l'utilité des parents qui ont fait le choix de scolariser leurs enfants et l'utilité de ceux qui ont opté pour le choix contraire. Notons cette différence $d_i^* = U_1 - U_0$ où U_1 est l'utilité des parents qui ont pris la décision de scolariser les enfants et U_0 celle des parents qui ont opté pour la non scolarisation des enfants. Un parent fait le choix de scolariser un enfant si $d_i^* > 0$. Pour capter l'effet de la pauvreté sur le gain de scolariser ou non les enfants, nous estimons l'effet moyen du traitement sur les traités (ATT). L'ATT correspond à la différence entre le gain moyen avec traitement (scolarisation) et le gain que les ménages auraient obtenu s'ils ne scolarisent pas leurs enfants ($d_i^* = U_1 - U_0$).

Cependant, d_i^* n'est pas observé ; ce qui est observé est d_i , un indicateur binaire qui vaut "1" si un parent décide de scolariser les enfants et "0" sinon. Plus formellement, la relation peut être exprimée comme suit :

$$d_i^* = Z'\delta + u_i \quad (5)$$

$$d_i = 1 \text{ si } Z'\delta + u_i > 0 \quad (6)$$

$$d_i = 0 \text{ si } Z'\delta + u_i \leq 0 \quad (7)$$

où Z est un vecteur des caractéristiques de l'individu observé affectant la décision de scolariser les enfants ; δ est le vecteur de paramètres inconnus à estimer et u_i le vecteur des perturbations aléatoires liées à la scolarisation de moyenne 0 et de variance σ^2 . Suivant Lokshin et Sajaia (2011), les deux équations de régression des résultats, conditionnelles à la décision de scolarisation, peuvent être exprimées comme suit :

$$Y_{1i} = \alpha_1 X_{1i} + \varepsilon_{1i} \text{ si } d_i = 1 \quad (8)$$

$$Y_{0i} = \alpha_0 X_{0i} + \varepsilon_{0i} \text{ si } d_i = 0 \quad (9)$$

où Y_{1i} et Y_{0i} sont nos variables de résultat binaires, c'est-à-dire la scolarisation des enfants ; X_{1i} et X_{0i} sont des vecteurs de co-variables exogènes dont le sexe du chef de ménage ; α_1 et α_0 sont des vecteurs de paramètres ; et ε_{1i} et ε_{0i} sont les termes d'erreur. Les termes d'erreur (ε_{1i} et ε_{0i} , u_i) sont supposés avoir une distribution normale conjointe avec un vecteur de moyenne 0 et une matrice de corrélation

$$\text{cov}(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{0i}, u_i) = \begin{bmatrix} 1 & \rho_0 & \rho_1 \\ & 1 & \rho_{10} \\ & & 1 \end{bmatrix} \quad (10)$$

Parce que Y_{1i} et Y_{0i} ne sont jamais observés simultanément, la distribution conjointe de (ε_{1i} et ε_{0i} , u_i) n'est pas identifiée, et par conséquent, ρ_{10} ne peut pas être estimé. On suppose que $\rho_{10} = 1$ puisque δ n'est estimable qu'à un facteur scalaire près (Lokshin et Sajaia, 2011).

3.3 Source des données

Les données utilisées dans le cadre de ce travail sont issues de l'Enquête Nationale sur le Travail des Enfants (ENTE) réalisée au Bénin par l'Institut National de la Statistique et de la Démographie (INStAD) en 2008 avec l'appui financier du Bureau International du Travail (BIT). Au total 6 500 ménages dont 2 687 en milieu urbain et 3 813 en milieu rural ont été enquêtés à partir d'un échantillon aréolaire, stratifié et tiré à deux degrés. Elle a été réalisée en pleine année scolaire sur une période d'un mois (Février à Mars). L'apurement de la base pour défaut de données sur certaines unités statistiques (chef de ménage), a permis d'obtenir un échantillon de 2802 chef de ménages.

4. Résultats et discussions

Cette section comprend d'une part l'analyse des statistiques descriptives et d'autre part, les résultats d'estimation et leur interprétation.

4.1 Analyse descriptive

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives des variables utilisées et le test de chi2 afin de vérifier l'existence du lien d'indépendance entre l'indice de pauvreté multidimensionnelle (variable de sélection) d'une part et la scolarisation des enfants (variable de résultat) d'autre part. La première colonne présente les statistiques descriptives des modalités des variables

utilisées dans le cadre de cette analyse. Les fréquences relatives issues de la statistique croisée entre les variables explicatives et la variable de sélection sont détaillées dans les colonnes 2 et 3. Les colonnes 4 et 7 mettent en exergue respectivement le résultat des tests de chi2 entre les variables explicatives et la variable de sélection d'une part et la variable de résultat d'autre part. Enfin les colonnes 5 et 6 exposent les fréquences relatives issues de la statistique croisée entre les variables explicatives et la variable de résultat.

L'analyse du tableau indique que sur un total de 2802 chefs de ménage, on a 706 femmes contre 2096 hommes chefs de ménage soit respectivement 25,20% et 74,80%. La proportion de femmes chefs de ménages pauvres (32,72%) est plus élevée que les hommes chefs de ménages (25,10%). Le test d'indépendance de chi2 indique que le statut de la pauvreté du ménage est lié au sexe du chef de ménage. L'analyse spatiale révèle par ailleurs que la pauvreté du point de vue de l'incidence sévit plus dans les zones rurales qu'urbaines. En revanche, les enfants sont plus scolarisés dans ces zones rurales avec une différence de plus de deux points comparativement au milieu urbain.

Tableau 1 : Statistiques descriptives

Variables	Mesures	Total	Indice de pauvreté multidimensionnelle		Chi deux	Scolarisation des enfants		Chi deux
			Oui	Non		Oui	Non	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Sexe du Chef de ménage	Femme	706 (25,20)	32,72	67,28	15,56***	16,57	83,43	0,035
	Homme	2096 (74,80)	25,10	74,90		16,27	83,73	
Lieu de résidence	Rural	1413 (50,43)	31,21	68,79	25,42***	17,62	82,38	3,397*
	Urbain	1389 (49,57)	22,75	77,25		15,05	84,95	
Situation Matrimoniale	Célibataire	147 (5,25)	25,85	74,15	23,32***	12,93	87,07	3,525
	Divorcé(e)/séparé(e)	167 (5,96)	22,75	77,25		19,16	80,84	
Situation d'occupation	Marié(e)	2196 (78,37)	25,87	74,13	0,02	16,67	83,33	0,123
	Veuf	292 (10,42)	38,70	61,30		14,04	85,96	
	Actifs	2521 (89,97)	26,97	73,03		16,26	83,74	
	Inactifs	281 (10,03)	27,40	72,60		17,08	82,92	
	Femme scolarisée	526	31,94	68,06		14,45	85,55	

Variables	Mesures		Total	Indice de pauvreté multidimensionnelle		Chi deux	Scolarisation des enfants		Chi deux
				Oui	Non		Oui	Non	
				(1)	(2)		(3)	(4)	
			(18,77)						
Scolarisation des parents	Femme	non	180	35,0	65,00		22,78	77,22	
	Homme	scolarisé	(6,42)						
			1477	23,63	76,37	21.66***	15.64	84,36	8,287**
			(52,71)						
	Homme	non	619	28,59	71,41		17,77	82,23	
			(22,09)						
	Secteur primaire		1179	38,68	61,32		15,78	84,22	
			(42,08)						
Secteur d'activité	Secteur secondaire		480	17,71	82,29		19,38	80,63	
			(17,13)			140.60***			3,893
	Secteur tertiaire		1143	18,90	81,10		15,66	84,34	
			(40,79)						
Présence de la mère dans le ménage	Oui		2418	22,92	77,08	3,79**	16,79	83,21	
			(86,30)						2,558
	Non		384	27,67	72,33		13,54	86,46	
			(13,70)						
Présence du père dans le ménage	Oui		2215	26,32	73,68	2.59	16,16	83,64	
			(79,05)						0,258
	Non		587	29,64	70,36		17,04	82,96	
			(20,95)						

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$, () fréquence absolue

Source : Auteure, 2022

Ce résultat peut être expliqué par les retombés de la mise en œuvre des OMD en général et de son Objectif 2 (Assurer l'éducation primaire pour tous) en particulier. La proportion (78,37%) des chefs de ménages pauvres mariés est plus élevée que celle (21,63%) de l'ensemble des chefs de ménages célibataires, divorcés et veufs. Parmi les chefs de ménages mariés, 25,87% sont pauvres comparativement aux veufs parmi lesquels on dénombre 38,70% de pauvres. Il ressort que les chefs de ménages mariés sont moins exposés à la pauvreté ou disposent de plus d'actifs que les autres qui ne le sont pas. La mutualisation des ressources au sein des ménages mariés pourrait être à la base de ce résultat. En tenant compte du statut de scolarisation du chef de ménage, les statistiques montrent que la pauvreté sévit plus dans le rang des femmes non scolarisées comparativement aux femmes scolarisées. Parmi les enfants scolarisés, 22,78% proviennent des ménages dirigés par des femmes non scolarisées. Ce résultat peut s'expliquer par le système patriarcal béninois où les hommes ont le pouvoir de décision dominant. En effet, selon Moyi (2010), dans de telles cultures, les mères en dépit de leur niveau d'instruction élevé n'affectent pas la décision de scolariser ou non les enfants.

Les chefs de ménage de l'échantillon de cette étude sont en majorité dans le secteur primaire et sont plus représentés parmi les pauvres que ceux exerçant dans les secteurs secondaire et tertiaire. Force est de constater que la pauvreté sévit plus dans les ménages où la mère est absente comparativement à ceux dans lesquels elle est présente.

4.2 Analyse économétrique

Le tableau 2 expose les résultats d'estimation du modèle PCR. Les colonnes 1,2 et 3 présentent respectivement les déterminants de la pauvreté, de la scolarisation et de la non scolarisation des enfants âgés de 6 à 11 ans. La méthode d'estimation PCR a pour avantage de générer simultanément les déterminants de la pauvreté et ceux de la scolarisation.

4.2.1 Analyse des déterminants de la pauvreté multidimensionnelle au Bénin

L'analyse du tableau 2 notamment de la colonne (1) de l'indice de pauvreté indique que la pauvreté multidimensionnelle est expliquée par la taille du ménage, le sexe, la situation d'occupation, le statut de scolarisation, le secteur d'activité du chef de ménage et la présence des parents dans le ménage. Ces résultats vont dans le même sens que ceux obtenus par Shah et Debnath (2021) et Liu et al. (2021) qui ont identifié le niveau de scolarisation, la profession et le sexe du chef de ménage comme principaux déterminants de la pauvreté multidimensionnelle.

Le signe négatif associé au coefficient de la taille du ménage dans la colonne (1) révèle que cette variable affecte négativement le statut de pauvreté du ménage. Les travaux de Dartanto et Nurkholis (2013) ont montré que l'augmentation de la taille du ménage implique un plus grand nombre de personnes à charge sur moins de revenus ou d'actifs détenus par le ménage.

Le sexe du chef de ménage explique positivement la pauvreté. Ce résultat signifie que les ménages dirigés par les hommes ont une probabilité plus élevée d'être pauvres que ceux dirigés par les femmes. Cet état de chose pourrait s'expliquer par la gestion optimale que font les femmes dans l'allocation des ressources du ménage même en étant pauvres. En outre, dans le contexte de notre étude, les hommes contrairement aux femmes, font face à des charges diverses au sein de la société (aides sociales et familiales, etc...) en plus de celles du ménage. Cependant, des disparités pourraient s'observer. En effet, en croisant le statut d'éducation au sexe du chef de ménage, les résultats indiquent que la pauvreté sévit moins dans les ménages dirigés par des hommes instruits ou non, que dans les ménages dirigés par des femmes instruites. Dans les cultures où les hommes ont le pouvoir de décision dominant, les mères en dépit de leur niveau d'instruction élevé n'affectent pas la décision de scolariser ou non les enfants (Moyi, 2010). Ce résultat issu du croisement du statut de scolarisation du chef du ménage et de son sexe, révèle que le statut de scolarisation des hommes chefs de ménage affecte significativement l'indice de la pauvreté multidimensionnelle au Bénin. Il ressort également de l'estimation, que les chefs de ménages inactifs ont une chance plus élevée d'être pauvres que leurs homologues actifs. Ce résultat s'apparente à ceux obtenus par Sekhampu (2013) qui note qu'en Afrique du Sud, le statut d'emploi du chef de ménage est une variable explicative importante du niveau de pauvreté d'un ménage. En effet, le travail garantit un revenu qui vient renforcer la capacité du chef à répondre aux besoins des membres du ménage. Par ailleurs, le statut de pauvreté du ménage est lié au secteur d'activité du chef de ménage. Ainsi, il est constaté que les chefs de ménage exerçant dans le secteur primaire, ont une chance plus élevée d'être pauvre que ceux exerçant dans le secteur secondaire. L'instabilité du revenu dans le secteur primaire (agriculture, pêche et élevage) due aux aléas climatiques et autres contrairement au secteur secondaire où le revenu est plus stable pourrait expliquer la prévalence à la pauvreté des chefs de ménages exerçant dans le secteur primaire.

Tableau 2 : Résultats d'estimation

Variables	Indice de Pauvreté		Scolarisation des enfants			
			Enfants scolarisés		Enfants non scolarisés	
	Coeff	Stand Error	Coeff	Stand Error	Coeff	Stand Error
Lieu de résidence (urbain=1)	-0,073	0,054	-0,040	0,061	-0,044	0,052
Taille du ménage	-0,041***	0,012	-0,001	0,013	0,042***	0,011
Sexe du CM (homme=1)	0,137***	0,049	-0,009	0,056	-0,090*	0,047
Situation d'occupation du CM (actifs=1)	-0,412***	0,099	-0,630***	0,110	-0,044	0,093
Statut de scolarisation						
Femme non scolarisée	0,005	0,112	0,140	0,129	0,005	0,112
Homme non scolarisé	-0,279***	0,104	0,052	0,122	0,134	0,099
Homme scolarisé	-0,375***	0,096	-0,255**	0,115	0,224**	0,091
Femme scolarisée			Référence			
Age du CM						
35 - 44 ans	-0,082	0,075	0,006	0,087	0,015	0,070
45 - 59 ans	-0,076	0,077	0,073	0,089	-0,015	0,073
60 ans et plus	-0,037	0,095	0,034	0,111	-0,023	0,090
Moins de 25 ans			Référence			
Secteur d'activité du CM						
Secteur primaire	0,706***	0,079	0,678***	0,095		
Secteur tertiaire	-0,087	0,086	-0,104	0,106	0,042	0,062
Secteur secondaire			Référence			
Présence de la Mère (oui=1)	-0,150*	0,087	-0,101	0,103	0,023	0,078
Présence du Père (oui=1)	0,029	0,094	-0,112	0,110	-0,099	0,089
Constant	-0,551***	0,195	-0,665***	0,226	-0,278	0,174
rho0					-0,998	
rho1			1			
LR test of indep.			0,008 (9,52)***			
Observations	2,802		2,802		2,802	

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Source : Auteure, 2022

4.2.2 Analyse des déterminants de la scolarisation des enfants au Bénin

L'analyse des résultats d'estimation a mis en exergue dans cette section, les facteurs qui expliquent la décision des parents à scolariser ou non les enfants. La décision de scolariser les enfants est influencée par la situation d'occupation, le statut de scolarisation et le secteur d'activité du chef de ménage alors que celle de ne pas scolariser les enfants est déterminée par la taille du ménage, le sexe et le statut de scolarisation du chef de ménage. Les résultats montrent que dans un ménage où le chef travaille, les enfants ont plus de chance d'être inscrits à l'école que ceux dont le chef de ménage ne travaille pas. En effet, la décision de scolariser les enfants est fonction du revenu dont dispose le chef de ménage. Par ricochet, il serait donc difficile pour un chef de ménage inactif de faire face aux charges qu'engendre la scolarisation de ses enfants. En associant le statut de scolarisation et le sexe du chef de ménage, les résultats des estimations indiquent que les enfants issus d'un ménage dirigé par les hommes instruits ont une probabilité faible d'être scolarisés que ceux issus des ménages dirigés par les femmes instruites. Les travaux empiriques ont montré que les femmes allouent plus leurs ressources dans le bien être de leur ménage et donc dans la scolarisation des enfants (Saaka, 2020 ; Aminou et Monwanou, 2022). Ces résultats rejoignent aussi ceux obtenus par Gnomou-Thiombiano et Kaboré (2017) qui indiquent que les enfants appartenant aux ménages dirigés par les femmes ont une plus grande chance de fréquenter l'école que ceux résidant dans les ménages dirigés par les hommes.

En effet, les ménages dans lesquels, la mère est présente sont moins exposés à la pauvreté que ceux dans lesquels elle est absente. Sa présence apparaît alors comme un facteur susceptible d'améliorer le bien-être du ménage et par ricochet la scolarisation des enfants. Par ailleurs, la taille du ménage affecte positivement la décision du chef de ménage de ne pas scolariser ses enfants. Le nombre d'enfants à charge réduit la capacité en termes de ressources du chef de ménage. Cette situation pourrait expliquer la décision du chef du ménage de ne pas scolariser les enfants (Dartanto et Nurkholis, 2013).

4.2.3 Analyse de l'effet de la pauvreté sur la scolarisation des enfants au Bénin

L'effet moyen du traitement sur les traités (ATT) est estimé pour capter l'effet de la pauvreté sur le gain de scolariser ou non les enfants. Il correspond à la différence entre le gain moyen avec traitement (scolarisation) et le gain que les ménages auraient obtenu s'ils ne scolarisent pas leurs enfants. Les résultats présentés dans le tableau 3 indiquent que la pauvreté est un facteur déterminant dans la décision du chef de ménage de scolariser ou non ses enfants. En effet, ils montrent que la pauvreté réduit de 49,8% le gain associé à la scolarisation des enfants issus d'un ménage pauvre. Ce gain est réduit de 58.0% et de 37,0% respectivement pour les ménages dirigés par les femmes et par les hommes. La pauvreté est alors un obstacle majeur à la scolarisation des enfants (Lo et Mendy, 2021).

Tableau 3 : ATT et ATU à partir des résultats PCR

Moyenne des variables de résultat	Effet du traitement	ATEs (Ensemble)	ATE (Femme)	ATE (Homme)
Enfant issu d'un ménage pauvre mais scolarisé (ATT)		-0,498*** (0,003)	-0,580*** (0,005)	- 0,370** * (0,007)
Enfant issu d'un ménage pauvre mais pas scolarisé (ATU)		-0,533*** (0,005)	-0,533*** (0,003)	- 0,522** * (0,001)

Erreurs types entre parenthèses, *** p<0,01

Source : Auteure, 2022

5. Conclusion et implication

La relation entre la pauvreté et la scolarisation des enfants est analysée sous deux angles dans la littérature. Certains auteurs ont lié le faible niveau de scolarisation des enfants au revenu du ménage. D'autres tout en le liant au revenu, associent également le niveau d'éducation des parents. En revanche, certains auteurs associent la scolarisation des enfants à la détention d'actifs par le ménage. Cet article a analysé l'effet de la pauvreté sur la scolarisation des enfants au Bénin en utilisant le sexe du chef de ménage pour capter l'effet genre. En se basant sur les

données de l'Enquête Nationale sur le Travail des Enfants (ENTE) de l'Institut National de la Statistique et de la Démographie (INStaD), l'estimation du modèle PCR a permis de montrer que la décision de scolariser les enfants est influencée par la situation d'occupation, le statut de scolarisation et le secteur d'activité du chef de ménage alors que celle de ne pas scolariser les enfants est déterminée par la taille du ménage, le sexe et le statut de scolarisation du chef de ménage. Ainsi, les enfants issus d'un ménage où le chef travaille ont plus de chance d'être inscrits à l'école que ceux dont le chef de ménage ne travaille pas. En associant le statut de scolarisation et le sexe du chef de ménage, les résultats des estimations indiquent que les enfants issus d'un ménage dirigé par les hommes instruits ont une probabilité faible d'être scolarisés que ceux issus des ménages dirigés par les femmes instruites.

La pauvreté multidimensionnelle est expliquée par la taille, le sexe, la situation d'occupation, le statut de scolarisation, le secteur d'activité du chef de ménage et la présence des parents dans le ménage. La pauvreté est un facteur déterminant dans la décision du chef de ménage de scolariser ou non ses enfants. L'estimation de l'effet du traitement sur les traités a permis de calculer la différence entre le gain moyen avec traitement (scolarisation) et le gain que les ménages auraient obtenu s'ils ne scolarisent pas leurs enfants. Ainsi, l'effet moyen du traitement sur les traités (ATT) révèle que la pauvreté réduit de 49,8% le gain d'un enfant issu d'un ménage pauvre d'être scolarisé. L'analyse suivant le sexe du chef de ménage montre que la pauvreté réduit de 58% le gain d'être scolarisé d'un enfant issu d'un ménage pauvre dirigé par une femme. Pour les enfants issus d'un ménage dirigé par un homme, la pauvreté réduit de 37% le gain d'être scolarisé de cet enfant.

Fort des avantages dont bénéficient les ménages dirigés par les femmes, contrairement à ceux dirigés par les hommes, il s'avère nécessaire de renforcer l'autonomisation et le pouvoir décisionnel des femmes pour booster la scolarisation des enfants au Bénin. Mieux, pour réduire l'effet de la pauvreté sur la scolarisation des enfants, il est indispensable que les politiques d'amélioration des conditions d'école telles que la gratuité des frais de scolarité et la mise en place des cantines dans les écoles soient renforcées et pérennisées. Les résultats obtenus pourraient être renforcés par la prise en compte d'autres variables telles que le niveau d'éducation (primaire, secondaire et supérieur) du chef de ménage, le sexe des enfants, la religion et l'ethnie du chef de ménage.

6. Références bibliographiques

- [1] Adjiwanou, V. (2005). Impact de la pauvreté sur la scolarisation et le travail des enfants de 6-14 ans au Togo. Unité de Recherche Démographique (URD), Université de Lomé, Togo. *p*, 16.
- [2] Adonteng-Kissi, O. (2018). Causes of child labour: Perceptions of rural and urban parents in Ghana. *Children and Youth Services Review*, 91, 55-65.
- [3] Adonteng-Kissi, O. (2021). Parental perceptions of the nature of child labour in rural and urban Ghana: cultural versus economic necessity. *Child care in practice*, 1-21.
- [4] Amin, S., Quayes, M. S., & Rives, J. M. (2004). Poverty and other determinants of child labor in Bangladesh. *Southern Economic Journal*, 70(4), 876-892.
- [5] Aminou, F. A. A., & Monwanou, D. I. (2022). The effect of women decision deprivation on child nutrition in Benin. *Repères et Perspectives Economiques*, 6(1).
- [6] Azariadis, C., & Stachurski, J. (2005). Poverty traps. *Handbook of economic growth*, 1, 295-384.
- [7] B. C. Llyod and K. A. Blanc, "Children's Schooling in Sub-Saharan Africa: The Role of Fathers, Mothers, and Others," *Popul. Dev. Rev.*, vol. 22, no. 2, pp. 265–298, Jun. 1996.
- [8] Barham, V., Boadway, R., Marchand, M., & Pestieau, P. (1995). Education and the poverty trap. *European Economic Review*, 39(7), 1257-1275.

- [9] Basu, K., & Van, P. H. (1998). The economics of child labor. *American economic review*, 412-427.
- [10] Becker, Gary S. (2009) Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education. University of Chicago press.
- [11] Brown, P. H., & Park, A. (2002). Education and poverty in rural China. *Economics of education review*, 21(6), 523-541.
- [12] C. Grootaert, "Child Labor in Côte d'Ivoire: Incidence and Determinants," World Bank Policy Res. Work. Pap., vol. 1905, 1999
- [13] Chabi, M. O., & Attanasso, M. O. (2015). Déterminants de la Scolarisation et du Niveau Scolaire en Milieu Rural : Une Etude Empirique au Bénin en Afrique de l'Ouest. *International journal of innovation and applied studies*, 10(1), 73.
- [14] Chaudry, A., & Wimer, C. (2016). Poverty is not just an indicator: the relationship between income, poverty, and child well-being. *Academic pediatrics*, 16(3), S23-S29.
- [15] Chowa, G. A., Masa, R. D., Wretman, C. J., & Ansong, D. (2013). The impact of household possessions on youth's academic achievement in the Ghana Youthsave experiment: A propensity score analysis. *Economics of Education Review*, 33, 69-81.
- [16] Chun, S. (2021). Effect of Parental Education on Child's Schooling: A Case Study on Malawi's Primary and Secondary School Children. *Journal of International Development Cooperation*, 16(2), 77-106.
- [17] Colclough, C., & Lewin, K. (1993). Educating all the children: Strategies for primary schooling in the South. Oxford University Press, USA.
- [18] D. Chernichovsky, "Socioeconomic and demographic aspects of school enrollment and attendance in rural Botswana," *Econ. Dev. Cult. Change*, vol. 33, pp. 319–332, 1985.
- [19] Dartanto, T., & Nurkholis. (2013). The determinants of poverty dynamics in Indonesia: evidence from panel data. *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 49(1), 61-84.
- [20] Davis-Kean, P. E., Tighe, L. A., & Waters, N. E. (2021). The role of parent educational attainment in parenting and children's development. *Current Directions in Psychological Science*, 30(2), 186-192.
- [21] De Vreyer, P. (1993). Une analyse économétrique de la demande d'éducation en Côte-d'Ivoire. *Revue d'économie du développement*, 1(3), 49-79.
- [22] Deslandes, R., Royer, É., Potvin, P., & Leclerc, D. (1999). Patterns of home and school partnership for general and special education students at the secondary level. *Exceptional Children*, 65(4), 496-506.
- [23] E. Duflo, "Grandmothers and Granddaughters: Old-Age Pensions and Intrahousehold Allocation in South Africa," *World Bank Econ. Rev.*, vol. 17, no. 1, pp. 1–25, 2003.
- [24] Engle, P. L., & Black, M. M. (2008). The effect of poverty on child development and educational outcomes. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1136(1), 243-256.
- [25] Farooq, M. S., Chaudhry, A. H., Shafiq, M., & Berhanu, G. (2011). Factors affecting students' quality of academic performance: a case of secondary school level. *Journal of quality and technology management*, 7(2), 1-14.
- [26] Filmer, D. (2000). The structure of social disparities in education: Gender and wealth. Available at SSRN 629118.
- [27] Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *The review of economic studies*, 60(1), 35-52.
- [28] Gnoumou-Thiombiano, B., & Kaboré, I. (2017). Inégalités dans l'éducation au post-primaire au Burkina Faso. *Autrepart*, (3), 25-49.
- [29] Gnoumou-Thiombiano, B., & Kaboré, I. (2017). Post-primary education inequalities in Burkina Faso. *Autrepart*, 83(3), 25-49.
- [30] Haile, G., & Haile, B. (2012). Child labour and child schooling in rural Ethiopia: nature and trade-off. *Education Economics*, 20(4), 365-385.

- [31] Kast, R. (1993). *La théorie de la décision* (pp. 61-64). Paris : La Découverte.
- [32] Keshavarz Haddad, G. (2017). Parents' decision on child labour and school attendance: evidence from Iranian households. *Journal of Education and Work*, 30(6), 612-631.
- [33] Kim, J., Tong, Y., & Sun, S. B. (2021). The effects of peer parental education on student achievement in urban China: The disparities between migrants and locals. *American Educational Research Journal*, 58(4), 675-709.
- [34] Kwiatkowski, F., Slim, K., Verrelle, P., Chamorey, E., & Kramar, A. (2007). Le score de propension: intérêt et limites. *Bulletin du cancer*, 94(7), 680-686.
- [35] L. Ersado, "Child Labor and Schooling Decisions in Urban and Rural Areas: Comparative Evidence from Nepal, Peru, and Zimbabwe," *World Dev.*, vol. 33, no. 3, pp. 455–480, Mar. 2005
- [36] Lacour, M., & Tissington, L. D. (2011). The effects of poverty on academic achievement. *Educational Research and Reviews*, 6(7), 522-527.
- [37] Liu, F., Li, L., Zhang, Y., Ngo, Q. T., & Iqbal, W. (2021). Role of education in poverty reduction: macroeconomic and social determinants form developing economies. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(44), 63163-63177.
- [38] Lloyd, C. B., & Blanc, A. K. (1996). Children's schooling in sub-Saharan Africa: The role of fathers, mothers, and others. *Population and development review*, 265-298.
- [39] Lloyd, C. B., & Gage-Brandon, A. J. (1994). High fertility and children's schooling in Ghana: Sex differences in parental contributions and educational outcomes. *Population Studies*, 48(2), 293-306.
- [40] Lo, C., & Mendy, P. (2021). Pauvreté multidimensionnelle et enfants hors du système scolaire au Sénégal : une étude empirique. *Revue française de pédagogie. Recherches en éducation*, (212), 57-71.
- [41] Lo, C., & Mendy, P. (2021). Pauvreté multidimensionnelle et enfants hors du système scolaire au Sénégal : une étude empirique. *Revue française de pédagogie. Recherches en éducation*, (212), 57-71.
- [42] Lüdecke et al., (2021). Assessment, Testing and Comparison of Statistical Models using R. *Journal of Open Source Software*, 6 (59), 31 12. doi: 10.31234/osf.io/vtq8f
- [43] Megbowon, E. T. (2018). Multidimensional poverty analysis of urban and rural households in South Africa. *Studia Universitatis Babes Bolyai-Oeconomica*, 63(1), 3-19.
- [44] Miranda, A., & Rabe-Hesketh, S. (2006). Maximum likelihood estimation of endogenous switching and sample selection models for binary, ordinal, and count variables. *The stata journal*, 6(3), 285-308.
- [45] Moore, J. B., Pawloski, L., Rodriguez, C., Lumbi, L., & Ailinger, R. (2009). The effect of a nutrition education program on the nutritional knowledge, hemoglobin levels, and nutritional status of Nicaraguan adolescent girls. *Public Health Nursing*, 26(2), 144-152.
- [46] Moyi, P. (2010). Household characteristics and delayed school enrollment in Malawi. *International Journal of Educational Development*, 30(3), 236-242.
- [47] Murnane, R.J. 2007. Improving the education of children living in poverty. *Future Child* 17: 161–182.
- [48] Naoi, M., Akabayashi, H., Nakamura, R., Nozaki, K., Sano, S., Senoh, W., & Shikishima, C. (2021). Causal effects of family income on educational investment and child outcomes: Evidence from a policy reform in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 60, 101122.
- [49] Necşoi, D. V., Porumbu, D., & Beldianu, I. F. (2013). The relationship between parental style and educational outcomes of children in primary school in Romania. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 82, 203-208.

- [50] Nieuwenhuis, J. (2018). The interaction between school poverty and agreeableness in predicting educational attainment. *Personality and Individual Differences*, 127, 85-88.
- [51] Nieuwenhuis, R., & Maldonado, L. C. (2018). The triple bind of single-parent families: Resources, employment and policies. *The triple bind of single-parent families: Resources, employment and policies to improve wellbeing*, 7, 1-30.
- [52] Olvera, L. D., Plat, D., & Pochet, P. (2010). À l'écart de l'école ? Pauvreté, accessibilité et scolarisation à Conakry. *Revue Tiers Monde*, (2), 167-183.
- [53] Orji, A., Ogbuabor, J. E., Nwosu, E., Anthony-Orji, O. I., & Amoji, N. (2020). Analysis of poverty correlates and multi-dimensionality in south east Nigeria: New empirical evidence from survey data. *Poverty & Public Policy*, 12(3), 255-270.
- [54] Piamale, J. F., Kouame, A., & Loka, F. (2004). Pauvreté, genre et scolarisation des enfants en République centrafricaine. *Paris, Karthala*, 74-109.
- [55] Piamale, J., Kouamé, A. & Loka, F. (2004). 2. Pauvreté, genre et scolarisation des enfants en République centrafricaine. Dans : éd., L'enfant en Centrafrique : Famille, santé, scolarité, travail (pp. 74-109). Paris : Karthala. <https://doi.org/10.3917/kart.unice.2004.01.0074>"
- [56] Pilon, M. (1996). Genre et scolarisation des enfants en Afrique subsaharienne. *Genre et développement, des pistes à suivre*.
- [57] Schmitt, J., & Wadsworth, J. (2006). Is there an impact of household computer ownership on children's educational attainment in Britain? *Economics of Education review*, 25(6), 659-673.
- [58] Schultz, T. P. (1993). Investments in the schooling and health of women and men: quantities and returns. *Journal of human resources*, 694-734.
- [59] Sekhampu, T. J. (2013). Determinants of poverty in a South African township. *Journal of Social Sciences*, 34(2), 145-153.
- [60] Shah, S., & Debnath, N. (2021). Determinants of Multidimensional Poverty in Rural Tripura, India. *Journal of Quantitative Economics*, 1-27.
- [61] Shapiro, D., & Tambashe, B. O. (2001). Gender, poverty, family structure, and investments in children's education in Kinshasa, Congo. *Economics of Education Review*, 20(4), 359-375.
- [62] SitAn, (2017) Analyse de la situation des enfants au Bénin, UNICEF BENIN, 2017
- [63] Steinmayr, R., Ziegler, M., & Träuble, B. (2010). Do intelligence and sustained attention interact in predicting academic achievement? *Learning and Individual Differences*, 20(1), 14-18.
- [64] Takeda, T., & Lamichhane, K. (2018). Determinants of schooling and academic achievements: Comparison between children with and without disabilities in India. *International Journal of Educational Development*, 61, 184-195.
- [65] Wakam, J. (2002). Relations de genre, structures démographiques des ménages et scolarisation des jeunes au Cameroun.
- [66] Wooldridge, J. M. (2002). Inverse probability weighted M-estimators for sample selection, attrition, and stratification. *Portuguese economic journal*, 1(2), 117-139.