

Cyriaque Romuald EDON

Email : cyriaque.edon@gmail.com

ORCID : [0009-0001-9253-547X](https://orcid.org/0009-0001-9253-547X)

Laboratoire d'Economie Publique (LEP)
Université d'Abomey-Calavi

Adéoti Nicolas TOKPEICHAN

Email : ntokpeichan@gmail.com

ORCID : [0009-0000-4317-2249](https://orcid.org/0009-0000-4317-2249)

Laboratoire d'Economie Publique (LEP)
Université d'Abomey-Calavi

Transferts monétaires et investissement éducatif des ménages au Bénin

Résumé : Le présent article analyse l'effet des transferts monétaires reçus par les ménages sur le nombre d'enfants de 3-24 ans scolarisés. L'analyse utilise une spécification de type Tobit et contrôle les caractéristiques socio-économiques et géographiques des ménages. Les données proviennent de l'Enquête par Grappes à Indicateurs Multiples 2021-2022 du Bénin. Les résultats montrent que les transferts augmentent de 0,102 le nombre d'enfants scolarisés, de 0,089 parmi les ménages qui scolarisent déjà au moins un enfant, et de 2,75 points de pourcentage la probabilité qu'un ménage scolarise au moins un enfant. L'analyse par quintile de richesse met en évidence une non-linéarité avec un effets positifs pour les deuxième et troisième quintiles. Ces résultats suggèrent un renforcement des programmes de transferts monétaires pour les ménages pauvres afin de réduire les barrières financières à la scolarisation des enfants.

Mots-clés : Education - Transferts monétaires - Protection sociale - Capital humain.

Cash transfers and household educational investment in Benin

Summary: *This paper examines the effect of cash transfers received by households on the number of children aged 3-24 enrolled in school. The analysis employs a Tobit specification and controls for households' socio-economic and geographic characteristics. The data are drawn from Benin's 2021-2022 Multiple Indicator Cluster Survey (MICS). The results show that transfers increase the number of children enrolled in school by 0.102, by 0.089 among households already enrolling at least one child, and increase by 2.75 percentage points the probability that a household enrolls at least one child. The analysis by wealth quintile reveals a non-linearity, with positive effects observed only for the second and third quintiles. These results suggest that cash transfer programs for poor households should be strengthened in order to reduce financial barriers to children's schooling.*

Keywords: *Education, Cash Transfers, Social Protection, Human Capital.*

JEL Classification: *I21 – I22 – I38 – O15.*

Received for publication: 20260517.

Final revision accepted for publication: 20260630

1. Introduction

Le contexte éducatif béninois est caractérisé par des défis persistants à facettes multidimensionnelles. Selon les données de l'Enquête par Grappes à Indicateurs Multiples (MICS¹) 2021-2022, le taux net de scolarisation au primaire au Bénin s'établit à environ 75,3 %, ce qui laisse plus d'un enfant sur quatre en âge d'école primaire hors du système éducatif. Au niveau secondaire, les taux chutent drastiquement, avec seulement 36,7% environ des enfants en âge d'école secondaire effectivement scolarisés au premier cycle contre 18,5% au second cycle du secondaire. Avec ces statistiques, le Bénin est encore caractérisé par une scolarisation relativement faible. Pour susciter la demande sociale, le Bénin a consenti des efforts, notamment à travers la gratuité des frais de scolarité dans l'enseignement primaire et la mise en œuvre de plusieurs programmes sociaux aux ménages.

Ces programmes visent principalement à améliorer le bien-être des ménages vulnérables en réduisant les contraintes financières auxquelles ils font face. Dans une analyse descriptive des facteurs affectant la progression éducative au Bénin, [Mal et Wodon \(2022\)](#) mettent en avant le coût de l'éducation. Selon ces auteurs, la moitié des enfants ne s'inscrivent jamais à l'école pour cette raison. Ce constat indique le rôle déterminant des transferts monétaires dans le budget des ménages. [Kilburn et al. \(2017\)](#) montrent que les transferts augmentent la scolarisation par la réduction des contraintes financières des ménages pauvres.

Cependant, au Bénin, les interventions sociales mises en œuvre ne sont pas systématiquement accompagnées d'évaluations permettant de documenter leurs effets sur les résultats au niveau des bénéficiaires. En ce qui concerne la scolarisation, les preuves empiriques de l'effet des transferts monétaires restent limitées. Les travaux existants se concentrent, pour la plupart, sur l'efficacité de l'implémentation des programmes ou sur des résultats globaux, tels que les taux de scolarisation ou de rétention scolaire, sans analyser les mécanismes internes, notamment l'influence des transferts sur les décisions éducatives des ménages. Le présent article analyse l'effet de la réception de transferts monétaires inconditionnels par les ménages sur la scolarisation des enfants au Bénin. Cette approche permet d'apporter des éléments empiriques nouveaux sur le rôle des transferts monétaires dans l'investissement éducatif des ménages béninois.

Pour le Bénin, les études empiriques relatives à l'effet des transferts monétaires sur la scolarisation restent limitées. Ce déficit justifie une analyse spécifique du lien entre transferts monétaires et investissement éducatif des ménages béninois à partir de données récentes et représentatives. Cette recherche contribue à fournir des preuves sur l'efficacité des transferts monétaires pour atteindre les objectifs de capital humain au Bénin où les interventions ne font pas encore systématiquement l'objet d'évaluation d'impact. Une revue identifiant une vingtaine d'études qui mesurent l'impact des transferts monétaires sur la fréquentation scolaire a révélé que près des deux tiers ont constaté des effets positifs significatifs ([Bastagli et al., 2016](#), [Harman et al., 2016](#)). De plus, une méta-analyse a également trouvé des effets positifs pour les programmes de

¹ MICS : *Multiple Indicator Cluster Survey*

transfert conditionnel et inconditionnel (Baird et al., 2014). En contribuant à la littérature sur les effets des transferts monétaires dans un pays à faible revenu, ce papier apporte des preuves nouvelles pour éclairer les politiques publiques de protection sociale et d'éducation.

La suite de l'article présente une brève revue de la littérature sur les effets des transferts monétaires sur la scolarisation, le modèle théorique et l'application empirique.

2. Revue de la littérature

La théorie du capital humain considère l'éducation comme un investissement pour la croissance économique et l'amélioration du bien-être individuel. Becker (1964) montre que les ménages arbitrent entre consommation présente et investissement éducatif futur en fonction de leurs contraintes budgétaires et des rendements attendus de l'éducation. Dans les pays en développement, ces décisions sont fortement conditionnées par la pauvreté et l'insuffisance des revenus des ménages.

De nombreux travaux empiriques soulignent que les contraintes financières constituent un obstacle à la scolarisation des enfants. Selon Beegle et al (2018), les coûts directs de l'éducation, tels que les frais scolaires, les fournitures et le transport, ainsi que les coûts indirects liés au travail des enfants, réduisent la probabilité de scolarisation, en particulier dans les ménages pauvres.

Les programmes de transferts monétaires apparaissent donc comme un instrument efficace pour soutenir l'investissement éducatif des ménages (Adato et Bassett, 2009 ; Baird et al 2013 et Brik, 2025). Ils permettent de relâcher les contraintes budgétaires des ménages et favorisent une augmentation de la demande d'éducation. Baird et al (2014) montrent, à partir d'une revue systématique, que les transferts monétaires ont des effets positifs sur l'inscription et la fréquentation scolaires dans de nombreux pays à revenu faible et intermédiaire.

Au-delà des effets sur la probabilité de scolarisation d'un enfant individuel, une dimension importante mais moins étudiée concerne l'effet des transferts monétaires sur le nombre total d'enfants scolarisés au sein d'un même ménage et cet effet varie dans certains contextes selon les caractéristiques des ménages comme le niveau de richesse (Oosterbeek et al, 2008 et Chong et Lau, 2025). Ainsi, dans les pays en développement les ménages comptent plusieurs enfants en âge scolaire et doivent effectuer des arbitrages concernant lesquels de leurs enfants envoyer à l'école.

Dans les ménages à ressources limitées, les contraintes budgétaires peuvent conduire à une scolarisation sélective des enfants plutôt qu'à une scolarisation de tous les enfants du ménage. Cette sélection peut être basée sur divers critères, notamment le sexe, l'âge, les aptitudes perçues ou l'ordre de naissance. Glewwe et Muralidharan (2016) soulignent que dans de nombreux pays en développement, les ménages pauvres font face à des choix cornéliens concernant la répartition de leurs ressources limitées entre les différents enfants, ce qui peut conduire à une sous-scolarisation globale au niveau du ménage.

Les transferts monétaires permettent de modifier les arbitrages intra-ménages de plusieurs manières. Ils permettent aux ménages de scolariser simultanément plusieurs

enfants plutôt que de devoir choisir entre eux. Cet effet d'expansion peut être particulièrement important dans les ménages avec plusieurs enfants en âge scolaire qui, en l'absence de transfert, ne pourraient en scolariser qu'un nombre limité. Les transferts réduisent également les discriminations basées sur le genre dans les décisions de scolarisation, permettant ainsi aux ménages de scolariser à la fois les filles et les garçons plutôt que de privilégier un sexe au détriment de l'autre.

Plusieurs études empiriques fournissent des preuves de ces effets sur le nombre d'enfants scolarisés. [Chaudhury et Parajuli \(2010\)](#) analysent l'impact du programme de transfert monétaire conditionnel au Pakistan et trouvent que le programme augmente non seulement la probabilité qu'un enfant donné soit scolarisé, mais également le nombre total d'enfants scolarisés par ménage. Leurs résultats suggèrent que les ménages bénéficiaires ont élargi leur investissement éducatif pour inclure des enfants qui, en l'absence du programme, seraient restés non scolarisés.

Pour diverses évaluations de programmes dans divers pays, il est montré que les transferts monétaires augmentent le nombre d'enfants fréquentant l'école au sein des ménages bénéficiaires ([Schady et al., 2008](#) et [Chong et Lau, 2025](#)). L'effet est particulièrement prononcé dans les ménages les plus pauvres et dans ceux comptant plusieurs enfants en âge scolaire, ce qui suggère que le relâchement de la contrainte budgétaire permet effectivement une expansion de la scolarisation à l'échelle du ménage ([Chong et Lau, 2025](#)).

[Edmonds et Schady \(2012\)](#) apportent leur contribution par l'analyse de la manière dont les transferts monétaires affectent les arbitrages entre travail et scolarisation au niveau du ménage. Leur étude en Équateur révèle que les transferts monétaires réduisent le travail des enfants et augmentent simultanément la scolarisation de plusieurs enfants au sein d'un même ménage. Cet effet simultané suggère que les contraintes budgétaires forçaient auparavant les ménages à mobiliser le travail de plusieurs enfants, et que l'allègement de ces contraintes permet une réallocation généralisée du temps des enfants vers l'école. De plus, au-delà des effets sur la scolarisation à l'adolescence, les transferts ont des retombées observables jusqu'au jeune âge adulte ([Pillay, 2025](#)).

En Afrique subsaharienne, quelques études ont également examiné cette dimension. [Daidone et al. \(2019\)](#), dans une analyse comparative de sept pays africains, montrent que les programmes de transferts monétaires augmentent le nombre moyen d'enfants scolarisés par ménage, avec des effets allant de 0,2 à 0,4 enfants supplémentaires selon les pays. Ces effets sont plus importants dans les ménages comptant initialement plusieurs enfants non scolarisés, ce qui conforte l'hypothèse selon laquelle les transferts permettent une expansion de la scolarisation au-delà du premier enfant.

Les mécanismes à travers lesquels les transferts affectent le nombre d'enfants scolarisés par ménage sont multiples et interconnectés. D'une part, l'augmentation des ressources financières permet de couvrir les coûts fixes et variables associés à la scolarisation de plusieurs enfants simultanément. D'autre part, la réduction du besoin de recourir au travail des enfants libère du temps pour tous les enfants du ménage, facilitant ainsi leur fréquentation scolaire. Enfin, les transferts peuvent modifier les normes et aspirations au

sein du ménage, renforçant la valeur accordée à l'éducation pour tous les enfants plutôt que pour une minorité sélectionnée.

3. Modèle

Cette section propose un cadre théorique qui formalise les décisions de scolarisation des enfants au sein du ménage.

3.1. Cadre de décision de scolarisation des enfants au sein du ménage

Considérons un ménage représentatif dont l'utilité dépend de la consommation par tête c et une mesure de la scolarisation s représenté par le nombre d'enfants scolarisés au sein du ménage. L'utilité est donnée par :

$$U = U(c, s) \quad (1)$$

Dans cette relation, il est supposé que l'utilité croît avec la consommation par tête mais à un rythme décroissant ($U_c > 0$ et $U_{cc} < 0$). De même, elle croît avec la scolarisation mais avec des rendements décroissants ($U_s > 0$ et $U_{ss} < 0$). Ainsi, l'arbitrage des ménages entre bien-être immédiat et investissement éducatif est capturé. Un plus grand nombre d'enfants scolarisés (proxy de la taille du ménage) dilue le revenu par tête, ce qui renforce les contraintes liées à la satisfaction des besoins essentiels du ménage.

Il est supposé que le ménage dispose d'un revenu initial y , peut recevoir un transfert t (variable binaire : $t = 1$ si le ménage reçoit un transfert, $t = 0$ sinon), et supporte un coût unitaire de scolarisation p . Avec m , le montant moyen du transfert reçu par les ménages bénéficiaires (indépendant du nombre d'enfants), la contrainte du ménage devient :

$$C = y + tm - ps \quad (2a)$$

Le coût unitaire de scolarisation p représente l'ensemble des dépenses nécessaires pour inscrire un enfant à l'école, incluant à la fois les frais directs (frais de scolarité, fournitures, uniformes, transport scolaire) et les coûts d'opportunité liés à la perte de revenu résultant du retrait des enfants des travaux domestiques et de l'exploitation agricole ou artisanale familiale. Les filles sont parfois retenues à la maison pour aider dans les travaux domestiques. Leur scolarisation nécessite parfois, le recours plus ou moins payant à des assistantes domestiques. De même, les garçons sont utilisés dans les exploitations (agricoles ou artisanales) familiales. Leur scolarisation nécessite parfois le recours plus ou moins payant à ouvriers.

Dans la contrainte budgétaire, plus p est élevé, plus l'arbitrage entre consommation et scolarisation devient contraignant pour les ménages, en particulier ceux proches du seuil de subsistance. [Becker \(1965\)](#), à travers la théorie du capital humain, montre que la demande d'éducation diminue lorsque les coûts augmentent, sauf si les rendements anticipés de l'investissement éducatif compensent ces coûts. [Basu et Van \(1998\)](#), dans leur modèle du travail des enfants, soulignent qu'un coût élevé de la scolarisation incite

les ménages pauvres à privilégier la consommation immédiate au détriment de l'éducation, ce qui justifie l'introduction de transferts pour réduire l'effet de p .

En notant n la taille du ménage (avec $s \leq n$), la consommation par tête est :

$$c = \frac{y+tm-ps}{n} \quad (2b)$$

Le ménage détermine le nombre d'enfants (s) à scolariser de manière à maximiser son utilité :

$$\max_{s \geq 0} U\left(\frac{y+tm-ps}{n}, s\right) \quad (3a)$$

Le rapport entre les deux premières équations des conditions de premier ordre résultant de l'équation (3a) donne le taux marginal de substitution (TMS) :

$$\frac{\partial U / \partial s}{\partial U / \partial c} = \frac{p}{n} \quad (3b)$$

Cette équation indique que le ménage choisit le niveau de scolarisation s de sorte que le TMS entre la scolarisation et la consommation égale le coût de la scolarisation ajusté par la taille du ménage. Lorsque le TMS est supérieur au coût relatif, le ménage valorise davantage un supplément de scolarisation par rapport à un supplément de consommation. Dans ce cas, l'utilité marginale associée à l'éducation dépasse son coût, ce qui incite le ménage à accroître la scolarisation des enfants. Cependant, lorsque le TMS est inférieur au coût relatif, le ménage accorde une valeur marginale plus élevée à la consommation qu'à la scolarisation. L'éducation est alors perçue comme trop coûteuse au regard de la satisfaction des besoins immédiats. Le ménage choisit de réduire la scolarisation pour libérer davantage de ressources pour la consommation.

3.2. Niveau optimal de scolarisation

Considérons un ménage dont la consommation par tête c et le niveau de scolarisation s se décomposent chacun en une composante autonome et une composante liée aux ressources effectivement mobilisées par le ménage. Ainsi, $c = c_v + k_c$, où c_v est la consommation financée par les ressources disponibles du ménage, et k_c ($k_c > 0$) est une consommation autonome correspondant aux besoins de subsistance. De même, $s = s_v + k_s$, où s_v est la variable de choix du ménage qui désigne le nombre d'enfants scolarisés, et k_s ($k_s > 0$) est un indicateur de valorisation sociale de l'éducation, qui traduit la valeur que le ménage accorde à l'éducation même en l'absence de tout enfant scolarisé.

La fonction d'utilité (1) prend alors la forme puissance suivant la spécification de Cobb-Douglas suivante :

$$U(c, s) = (c)^\alpha (s)^\beta \quad (4a)$$

où α et β s'interprètent respectivement comme l'élasticité de l'utilité par rapport à la consommation et l'élasticité de l'utilité par rapport à la scolarisation. En procédant à une transformation monotone qui préserve l'ensemble des optima de l'équation (4a), on obtient la spécification suivante :

$$U(c_v, s_v) = \alpha \ln(c_v + k_c) + \beta \ln(s_v + k_s) \quad (4b)$$

Le ménage choisit alors le nombre d'enfants scolarisés s_v de manière à maximiser son utilité sous contrainte de budget, avec :

$$\max_{s_v \geq 0} \alpha \ln\left(\frac{y + tm - ps_v}{n} + k_c\right) + \beta \ln(s_v + k_s) \quad (5)$$

La condition de premier ordre par rapport à s_v s'écrit :

$$\frac{\alpha p}{n\left(\frac{y + tm - ps_v}{n} + k_c\right)} = \frac{\beta}{s_v + k_s} \quad (6)$$

Après simplification et arrangement, le niveau optimal de scolarisation s_v^* est donné par :

$$s_v^* = \frac{\beta(y + tm) + \beta n k_c - \alpha p k_s}{p(\alpha + \beta)} \quad (7)$$

Cette solution montre que la scolarisation optimale dépend positivement du revenu y , de la réception d'un transfert (t) et négativement du coût unitaire de scolarisation p qui réduit l'incitation marginale du ménage à scolariser davantage d'enfants.

3.3. Effet des transferts sur la scolarisation

L'effet marginal de recevoir un transfert sur la scolarisation est donné par :

$$\frac{\partial s_v^*}{\partial t} = \frac{\beta m}{p(\beta + \alpha)} > 0 \quad (8)$$

La relation (8) indique que les transferts améliorent la scolarisation. Toutefois, leur effet est conditionné par l'importance relative des préférences pour la consommation (α) et pour l'éducation (β). Plus β est élevé, plus l'effet du transfert est important. À l'inverse, des ménages avec une forte aversion pour la privation de consommation (α plus grand) allouent une part moindre des transferts à l'éducation.

De plus, l'effet des transferts peut varier selon les caractéristiques des ménages. Pour les ménages pauvres avec un revenu y faible, la contrainte budgétaire est plus serrée et les transferts peuvent avoir un effet plus important sur la décision de scolarisation. Les ménages disposant de revenus plus élevés peuvent déjà être en mesure de scolariser leurs enfants sans aide externe, réduisant ainsi l'impact marginal des transferts.

4. Application

Cette section met en œuvre empiriquement le cadre théorique développé précédemment. Elle présente la spécification du modèle économétrique, la méthodologie d'estimation retenue, les tests de robustesse effectués, les données mobilisées, ainsi que les résultats obtenus et leur discussion.

4.1. Spécification du modèle économétrique

Pour tester empiriquement l'effet des transferts sur la scolarisation des enfants, le modèle suivant est estimé :

$$s_i = \alpha + \beta T_i + \gamma' X_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

où :

- s_i représente le nombre d'enfants scolarisés dans le ménage i ;
- T_i est une variable binaire égale à 1 si le ménage i a reçu un transfert, 0 sinon ;
- X_i est un vecteur de variables de contrôle ;
- ε_i est le terme d'erreur ;
- β est le paramètre d'intérêt qui mesure l'effet de recevoir un transfert sur le nombre d'enfants scolarisés.

4.2. Méthodologie d'estimation

La variable dépendante s_i (nombre d'enfants scolarisés) présente une censure à gauche en zéro, car un nombre important de ménages n'ont aucun enfant scolarisé ($s_i = 0$). Dans ce contexte, l'estimation par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) produirait des estimateurs biaisés et incohérents (Amemiya, 1984 ; Wooldridge, 2010). Le modèle Tobit, développé par Tobin (1958), est approprié pour traiter ce problème de censure.

Le modèle Tobit suppose l'existence d'une variable latente S_i^* (scolarisation désirée) qui suit un modèle linéaire :

$$S_i^* = \alpha + \beta T_i + \gamma' X_i + \varepsilon_i \quad (10a)$$

avec $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$. La scolarisation observée est liée à la variable latente par :

$$S_i = \max(0, S_i^*) = \begin{cases} 0, & S_i^* \leq 0 \\ S_i^*, & S_i^* > 0 \end{cases} \quad (10b)$$

Trois types d'effets marginaux sont ensuite calculés, à savoir :

Effet marginal inconditionnel $E[s_i | X_i, T_i]$ pour mesurer l'effet du transfert sur le nombre d'enfants scolarisés pour l'ensemble de la population, y compris les ménages censurés ($s_i = 0$). Il est calculé comme :

$$\frac{\partial E[s_i | X_i, T_i]}{\partial T_i} = \beta \Phi(Z_i) \quad (11)$$

où $Z_i = (\alpha + \beta T_i + \gamma' X_i)/\sigma$ et $\Phi(\cdot)$ est la densité de la loi normale standard.

Effet marginal conditionnel $E[s_i | s_i > 0, X_i, T_i]$ pour mesurer l'effet du transfert sur le nombre d'enfants scolarisés uniquement pour les ménages qui scolarisent déjà au moins un enfant :

$$\frac{\partial E[s_i | s_i > 0, X_i, T_i]}{\partial T_i} = \beta[1 - \lambda Z_i(Z_i + \lambda Z_i)] \quad (12)$$

où λZ_i est le ratio de Mills inverse.

Effet sur la probabilité $Pr(s_i > 0 | X_i, T_i)$ pour mesurer l'effet du transfert sur la probabilité qu'au moins un enfant soit scolarisé dans le ménage :

$$\frac{\partial Pr(s_i > 0 | X_i, T_i)}{\partial T_i} = \frac{\beta}{\sigma} \phi(Z_i) \quad (13)$$

Dans l'analyse, l'effet marginal inconditionnel est privilégié comme mesure principale de l'effet des transferts, car il reflète l'effet moyen sur l'ensemble de la population cible.

Il est reconnu que des biais de sélection peuvent subsister si les ménages bénéficiaires des transferts diffèrent systématiquement des non-bénéficiaires sur des dimensions inobservables. Pour évaluer la robustesse des résultats, des modèles alternatifs (MCO, Probit, Poisson) sont estimés et des analyses de sous-groupes sont réalisées afin d'examiner l'hétérogénéité des effets. La sensibilité des résultats à différentes spécifications est également testée.

4.3. Tests

Cette sous-section évalue les résultats obtenus, à travers une analyse de robustesse et une analyse de l'hétérogénéité des effets selon les caractéristiques des ménages.

4.3.1. Analyse de robustesse

Les résultats du Tobit sont comparés avec d'autres modèles, notamment le modèle MCO (pour évaluer l'ampleur du biais de censure), le modèle Probit (pour analyser la probabilité de scolariser au moins un enfant) et le modèle de poisson.

4.3.2. Analyse de l'hétérogénéité des effets

Pour examiner si l'effet des transferts varie selon les caractéristiques des ménages, le modèle (9) est estimé séparément pour différents sous-groupes (le quintile de richesse ; le sexe du chef de ménage et le milieu de résidence (urbain/rural)). Cette approche est souvent adoptée dans les évaluations d'impact des programmes sociaux afin d'identifier les populations pour lesquelles les transferts produisent les effets les plus importants (Baird et al., 2014). Cette approche est exploitée dans cette étude pour apprécier les différences dans l'effet des transferts monétaires sur la scolarisation.

4.4. Données

Les données utilisées proviennent de l'enquête Multiple Indicator Cluster Survey (MICS) 2021-2022, réalisée au Bénin par l'Institut National de la Statistique et de la Démographie (INStAD), avec l'appui du Fonds des Nations Unies pour l'Enfance (UNICEF). MICS est une enquête nationale représentative qui vise à collecter des informations détaillées sur les conditions de vie des ménages, notamment en matière d'éducation, de santé, de protection sociale et de bien-être des enfants.

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives de l'ensemble des variables utilisées dans l'analyse, en distinguant les ménages bénéficiaires et non-bénéficiaires de transferts. L'échantillon total comprend 4 680 ménages, dont 500 (10,7 %) sont bénéficiaires de transferts monétaires et 4 180 (89,3 %) ne le sont pas. En moyenne, les ménages bénéficiaires de transferts comptent légèrement plus d'enfants scolarisés (1,71) que les ménages non bénéficiaires (1,57), ainsi qu'un nombre légèrement plus élevé d'enfants en âge scolaire (2,31 contre 2,14).

Tableau 1 : Statistiques descriptives

Variables (sélection)	N	Moyenne	sd	min	max
Ménages non bénéficiaires de transferts monétaires					
Nombre d'enfant de 3-24 ans scolarisé par ménage au moment de l'enquête	4180	1.57	1.63	0.00	14.00
Nombre d'enfant de 3-24 ans par ménage	4180	2.14	1.87	0.00	18.00
Age du chef de ménage	4180	44.32	14.42	15.00	95.00
Taille restante du ménage	2.73	1.71	0.00	16.00	2.73
Ménages bénéficiaires de transferts monétaires					
Nombre d'enfant de 3-24 ans scolarisé par ménage au moment de l'enquête	500	1.71	1.57	0.00	10.00
Nombre d'enfant de 3-24 ans par ménage	500	2.31	1.78	0.00	11.00
Age du chef de ménage	500	45.16	14.14	18.00	88.00
Taille restante du ménage	500	2.71	1.67	0.00	13.00
Ensemble					
Nombre d'enfant de 3-24 ans scolarisé par ménage au moment de l'enquête	4680	1.59	1.62	0.00	14.00
Nombre d'enfant de 3-24 ans par ménage	4680	2.16	1.86	0.00	18.00
Age du chef de ménage	4680	44.41	14.39	15.00	95.00
Taille restante du ménage	4680	2.72	1.70	0.00	16.00

Source : Calcul des auteurs à partir des données de MICS-Bénin, 2021-2022

Les chefs de ménages bénéficiaires sont en moyenne légèrement plus âgés (45,16 ans) que les non-bénéficiaires (44,32 ans). La taille restante du ménage est similaire entre les deux groupes, s'établissant à environ 2,7 membres. Ces différences préliminaires suggèrent que les ménages bénéficiaires et non-bénéficiaires présentent des caractéristiques légèrement différentes, ce qui justifie l'utilisation de variables de contrôle dans l'analyse économétrique pour isoler l'effet des transferts monétaires.

Dans l'équation (10a) la variable explicative principale (T) est la variable binaire égale à 1 si le ménage a reçu un transfert monétaire, 0 sinon. Les variables de contrôle (X_i) sont : Nombre d'enfants en âge scolaire dans le ménage (enfants de 3-24 ans) ; âge du chef de ménage (en années) ; taille restante du ménage (nombre de membres hormis les enfants de 3-24ans) ; quintile de richesse du ménage (1=plus pauvre, 2=Pauvre, 3=Moyen, 4= Riche et 5=plus riche) ; sexe du chef de ménage (1= homme, 2=femme) ; niveau d'instruction du chef de ménage (0=Pré-primaire ou aucun, 1=Primaire, 2=Secondaire 1 et 3=Secondaire 2 ou plus) ; religion du chef de ménage (0=Sans religion, 1=Religions endogènes/traditionnelles, 2=Islam, 3=Christianisme et 4=Autres religions) ; ethnie du chef du ménage (0=CM est d'ethnie étrangère et 1=CM est d'ethnie béninoise) ; milieu de résidence (1=urbain, 2=rural) ; département de résidence (1=Alibori, 2=Atacora, 3=Atlantique, 4=Borgou, 5=Collines, 6=Couffo, 7=Donga, 8=Littoral, 9=Mono, 10=Ouémé, 11=Plateau et 12=Zou).

4.5. Résultats et discussion

Cette sous-section présente et discute les résultats de l'estimation. Elle examine successivement l'effet des transferts sur la scolarisation et la non-linéarité de cet effet selon le niveau de richesse des ménages.

4.5.1. Effet des transferts sur la scolarisation

Les résultats d'estimation de l'équation (10a) (cf. annexe 1) indiquent un effet positif des transferts monétaires sur le nombre d'enfants scolarisés dans les ménages béninois quel que soit le sous-groupe d'analyse. La comparaison avec des modèles alternatifs (cf. annexe 2) montre la robustesse de nos résultats principaux. Le modèle Tobit, privilégié comme spécification principale (cf. annexe 2), est particulièrement approprié pour la variable dépendante, qui présente une censure à gauche et une distribution continue pour les valeurs positives.

Les effets marginaux décomposés (cf. annexe 3) permettent d'affiner notre compréhension de l'effet des transferts à travers trois dimensions distinctes. L'effet inconditionnel indique que, dans l'ensemble de la population de l'étude, les transferts monétaires augmentent le nombre attendu d'enfants scolarisés de 0,102. Cet effet capture à la fois l'effet sur les ménages qui ne scolarisaient aucun enfant et sur ceux qui en scolarisaient déjà. L'effet conditionnel montre que, parmi les ménages qui scolarisent déjà au moins un enfant, les transferts permettent d'en scolariser 0,089 de plus en moyenne. Plus encore, les transferts augmentent de 2,75 points de pourcentage la probabilité qu'un ménage scolarise au moins un enfant. Il en ressort que les transferts incitent de nouveaux ménages à investir dans l'éducation et permettent aux ménages déjà engagés d'intensifier leur investissement.

L'effet positif des transferts sur la scolarisation s'inscrit dans la continuité des travaux empiriques qui ont documenté l'efficacité des transferts monétaires pour améliorer les résultats éducatifs, notamment dans les pays en développement (Baird et al., 2014). Ces résultats illustrent que, dans le contexte béninois, les contraintes financières freinent la scolarisation des enfants. Ces constats s'alignent sur les observations de Beegle et al. (2018) et de Biscaye et al., (2025) sur le rôle central des coûts directs et indirects de l'éducation dans les décisions de scolarisation des ménages pauvres en Afrique subsaharienne.

Les transferts monétaires, lorsqu'ils sont déployés, deviennent une part importante du revenu des ménages, atténuent la pauvreté et réduisent la nécessité pour les familles de recourir à des stratégies d'adaptation néfastes (Aygün et al., 2024). Ils compensent à la fois le coût d'opportunité et le coût direct de la scolarisation. Les transferts monétaires augmentent particulièrement la fréquentation scolaire des jeunes enfants qui, autrement, n'auraient pas été inscrits à l'école (Evans et al., 2019). Ils corroborent le cadre théorique du capital humain développé par Becker (1965), selon lequel les ménages arbitrent entre consommation présente et investissement éducatif en fonction de leurs contraintes budgétaires.

Nos résultats s'alignent avec les essais contrôlés randomisés réalisés en Afrique subsaharienne qui observent un impact positif de la scolarisation allant de 5 à 12 points de pourcentage de la fréquentation scolaire (Handa et al., 2018 ; Owusu-Addo et al., 2018). De façon spécifique, l'analyse comparative de Daidone et al. (2019), couvrant sept pays africains, indique que les transferts augmentent le nombre moyen d'enfants scolarisés par ménage de 0,2 à 0,4 enfant.

Au-delà de l'impact quantitatif, les transferts monétaires génèrent des effets indirects pour le développement du capital humain au Bénin. Ils facilitent l'accès initial à l'école par l'augmentation de 2,75 % de la probabilité de scolariser au moins un enfant, ce qui permet de briser les cycles intergénérationnels d'exclusion éducative. Ce constat est documenté par Zozoungbo (2024) qui souligne, dans son analyse sur le Bénin, l'importance d'interventions qui permettent aux ménages de sortir des trappes à pauvreté éducative.

4.5.2. Non-linéarité des effets selon le niveau de richesse

L'analyse par quintile de richesse (cf. annexe 4) montre une non-linéarité de l'effet des transferts monétaires sur la scolarisation. Les transferts monétaires ne présentent d'effet que pour les deuxième et troisième quintiles, et sont non significatif tant pour le quintile le plus pauvre que pour les quintiles les plus riches.

L'absence d'effet chez les ménages les plus pauvres est en revanche plus instructive. Les transferts monétaires reçus par les ménages visent à réduire la pauvreté du ménage bénéficiaire. Les montants des transferts peuvent être relativement faibles par rapport aux besoins de ces ménages, qui doivent prioriser la satisfaction des besoins de base (alimentation, santé) avant d'envisager des investissements éducatifs. Face à cet arbitrage, les ménages les plus pauvres privilégient la satisfaction des besoins de subsistance, conformément à la hiérarchie des priorités qu'implique leur situation

d'extrême pauvreté. Cette hypothèse rejoint les observations de [Glewwe et Muralidharan \(2016\)](#) qui soulignent que dans les contextes d'extrême pauvreté, les ménages font face à des contraintes multiples et interconnectées qui requièrent des interventions plus holistiques que les seuls transferts monétaires.

Pour les ménages des deuxième et troisième quintiles, les transferts constituent le complément de ressources nécessaire pour franchir le seuil permettant de scolariser un enfant supplémentaire. Les transferts leur permettent alors d'élargir leur investissement éducatif. Cette interprétation est cohérente avec les modèles de seuils de pauvreté développés dans la littérature sur les trappes à pauvreté, qui suggèrent l'existence de seuils critiques en-deçà desquels les interventions ont peu d'impact et au-delà desquels elles peuvent déclencher des dynamiques positives.

Pour les ménages des deux quintiles les plus riches, l'absence d'effet significatif s'explique par le fait que ces ménages scolarisent déjà la plupart, voire la totalité, de leurs enfants en âge scolaire et le fait que les transferts monétaires ne ciblent pas, au Bénin, les ménages riches. La non-linéarité des effets suggère qu'une approche différenciée, avec des montants ou des modalités adaptées selon le niveau de pauvreté, pourrait être plus efficace qu'un programme uniforme. Pour les ménages les plus pauvres, des interventions complémentaires aux transferts monétaires pourraient être nécessaires.

5. Conclusion

Ce papier analyse l'effet des transferts monétaires reçus par les ménages sur la scolarisation des enfants au Bénin, en exploitant les données de l'enquête MICS 2021-2022. Dans un contexte béninois caractérisé par des taux de scolarisation relativement faibles et des évidences limitées sur les impacts des interventions de protection sociale, cette recherche fournit des preuves sur l'investissement éducatif des ménages.

Les résultats d'estimation indiquent que les transferts monétaires ont un effet positif sur le nombre d'enfants scolarisés dans les ménages béninois. L'effet positif s'observe quel que soit le sous-groupe d'analyse (sexe du chef de ménage et le milieu de résidence). Ce constat illustre que les contraintes financières constituent une barrière à la scolarisation au Bénin. Ainsi, les transferts monétaires permettent aux ménages d'investir davantage dans l'éducation de leurs enfants. Ils agissent à la fois à la marge extensive estimée à 2,75 points de pourcentage d'augmentation de la probabilité de scolariser au moins un enfant, et à la marge intensive estimée à 0,089 parmi les ménages déjà engagés dans la scolarisation.

L'analyse par quintile de richesse met en évidence une non-linéarité dans l'effet des transferts. Aucun effet n'est observé pour le quintile le plus pauvre contrairement aux deuxième et troisième quintiles. Ce constat suggère l'existence de seuils dans la relation entre ressources et investissement éducatif. Pour les ménages les plus pauvres, les transferts monétaires reçus, visant la réduction de la pauvreté, ne permettent pas de lever l'ensemble des barrières à la scolarisation de leurs enfants. Cette observation plaide en faveur d'une approche intégrée combinant transferts monétaires et interventions complémentaires, entre autres, l'amélioration de la nutrition, le transport scolaire et la sensibilisation pour les ménages pauvres.

L'étude repose sur des données transversales sans distinction entre les différents types de transferts monétaires reçus par les ménages, ce qui limite l'analyse des relations causales spécifiques. Des études futures pourraient utiliser des méthodes d'évaluation expérimentales pour établir des liens causaux plus robustes. Elles pourront, également, exploiter des données sur l'utilisation des transferts, le travail des enfants, les dépenses des ménages et les attitudes parentales envers l'éducation pour éclairer les mécanismes de transmission permettant de maximiser l'impact des programmes.

6. Référence bibliographique

- Adato, M., & Bassett, L. (2009). Social protection to support vulnerable children and families: the potential of cash transfers to protect education, health and nutrition. *AIDS care*, 21(sup1), 60-75. <https://doi.org/10.1080/09540120903112351>
- Amemiya, T. (1984). Tobit models: A survey. *Journal of econometrics*, 24(1-2), 3-61. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(84\)90074-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(84)90074-5)
- Aygün, A. H., Kırdar, M. G., Koyuncu, M., & Stoeffler, Q. (2024). Keeping refugee children in school and out of work: Evidence from the world's largest humanitarian cash transfer program. *Journal of Development Economics*, 168, 103266. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2024.103266>
- Baird, S., Ferreira, F. H. G., Özler, B., & Woolcock, M. (2014). Conditional, unconditional and everything in between: A systematic review of the effects of cash transfer programmes on schooling outcomes. *Journal of Development Effectiveness*, 6(1), 1-43. <https://doi.org/10.1080/19439342.2014.890362>
- Baird, S., Ferreira, F. H., Özler, B., & Woolcock, M. (2013). Relative effectiveness of conditional and unconditional cash transfers for schooling outcomes in developing countries: a systematic review. *Campbell systematic reviews*, 9(1), 1-124. <https://doi.org/10.4073/csr.2013.8>
- Bastagli, F., Hagen-Zanker, J., Harman, L., Barca, V., Sturge, G., Schmidt, T., & Pellerano, L. (2016). Cash transfers: what does the evidence say. *A rigorous review of programme impact and the role of design and implementation features*. London: ODI, 1(7), 1.
- Basu, K., & Van, P. H. (1998). The economics of child labor. *American economic review*, 412-427.
- Becker, G. S. (1964). *Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. Chicago: University of Chicago Press.
- Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The economic journal*, 75(299), 493-517. <https://doi.org/10.2307/2228949>
- Beegle, K., Honorati, M., & Monsalve, E. (2018). Reaching the poor and vulnerable in Africa through social safety nets. *Realizing the full potential of social safety nets in Africa*, 1, 49-86. https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1164-7_ch1

- Biscaye, P. E., Egger, D., & Pape, U. J. (2025). Adolescent schooling and adult labor supply: Evidence from COVID-19 school closures and reopenings in Kenya. *The World Bank Economic Review*, lhaf021. <https://doi.org/10.1093/wber/lhaf021>
- Brik, A. B. (2025). Assessing the Impact of Cash Transfer Programmes on Socioeconomic Outcomes in the MENA Region: A Systematic Review. *Social Policy and Society*, 1-27. <https://doi.org/10.1017/S1474746425101267>
- Chaudhury, N., & Parajuli, D. (2010). Conditional cash transfers and female schooling: the impact of the female school stipend programme on public school enrolments in Punjab, Pakistan. *Applied Economics*, 42(28), 3565-3583. <https://doi.org/10.1080/00036840802167376>
- Chong, Z. Z., & Lau, S. Y. (2025). Unconditional cash transfers and child schooling: a meta-analysis. *Empirical Economics*, 68(2), 639-666. <https://doi.org/10.1007/s00181-024-02647-3>
- Daidone, S., Davis, B., Handa, S., & Winters, P. (2019). The household and individual-level productive impacts of cash transfer programs in Sub-Saharan Africa. *American journal of agricultural economics*, 101(5), 1401-1431. <https://doi.org/10.1093/ajae/aay113>
- Edmonds, E. V., & Schady, N. (2012). Poverty alleviation and child labor. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(4), 100-124. <https://doi.org/10.1257/pol.4.4.100>
- Evans, D. K., Holtemeyer, B., & Kosec, K. (2019). Cash transfers increase trust in local government. *World Development*, 114(C), 138-155. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.08.020>
- Glewwe, P., & Muralidharan, K. (2016). Improving education outcomes in developing countries: Evidence, knowledge gaps, and policy implications. In *Handbook of the Economics of Education* (Vol. 5, pp. 653-743). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-63459-7.00010-5>
- Handa, S., Natali, L., Seidenfeld, D., Tembo, G., Davis, B., & Zambia Cash Transfer Evaluation Study Team. (2018). Can unconditional cash transfers raise long-term living standards? Evidence from Zambia. *Journal of Development Economics*, 133, 42-65. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2018.01.008>
- Harman, L., Bastagli, F., Hagen-Zanker, J., Sturge, G., & Barca, V. (2016). Cash transfers: what does the evidence say?. *Overseas Development Institute*, 108.
- Kilburn, K., Handa, S., Angeles, G., Mvula, P., & Tsoka, M. (2017). Short-term impacts of an unconditional cash transfer program on child schooling: Experimental evidence from Malawi. *Economics of education review*, 59, 63-80. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2017.06.002>

- Mal, C., et Q. Wodon. 2022. Bénin : Facteurs affectant la progression éducative des élèves par genre. *Éducation et groupes vulnérables en Afrique – Série de notes pour le Bénin*. Washington, DC : Banque mondiale et UNICEF.
- Oosterbeek, H., Ponce, J., & Schady, N. (2008). The impact of cash transfers on school enrollment: Evidence from Ecuador. *World Bank Policy Research Working Paper*, (4645). <https://doi.org/10.1596/1813-9450-4645>
- Owusu-Addo, E., Renzaho, A. M., & Smith, B. J. (2018). The impact of cash transfers on social determinants of health and health inequalities in sub-Saharan Africa: a systematic review. *Health policy and planning*, 33(5), 675-696. <https://doi.org/10.1093/heapol/czy020>
- Pillay, N. (2025). The Impacts of Unconditional Cash Transfers on Schooling in Adolescence and Young Adulthood: Evidence from South Africa. *Journal of African Economies*, 34(5), 521-540. <https://doi.org/10.1093/jae/ejaf003>
- Schady, N., Araujo, M. C., Peña, X., & López-Calva, L. F. (2008). Cash transfers, conditions, and school enrollment in Ecuador [with Comments]. *Economía*, 8(2), 43-77. <https://doi.org/10.1353/eco.0.0004>
- Tobin, J. (1958). Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 24-36. <https://doi.org/10.2307/1907382>
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.
- Zozoungbo, C. (2024). Education Policy and Intergenerational Educational Persistence: Evidence from rural Benin. *arXiv preprint arXiv:2401.17391*.

7. Annexes

7.1. Annexe 1 : Effet des transferts sur la scolarisation des enfants

Variables	Ensemble	Urbain	Rural	Chef homme	Chef femme
Ménage a reçu un transfert monétaire					
Non (<i>référence</i>)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
Oui	0.138*** (0.0511)	0.114* (0.0630)	0.185** (0.0831)	0.109* (0.0594)	0.259*** (0.0992)
Nombre d'enfant de 3-24 ans par ménage	0.922*** (0.0118)	0.939*** (0.0152)	0.902*** (0.0181)	0.907*** (0.0139)	0.969*** (0.0202)
Age du chef de ménage	-0.00232* (0.00124)	-0.00381** (0.00164)	-0.00107 (0.00188)	-0.000000495 (0.00153)	-0.00708*** (0.00213)
Taille restante du ménage	0.0162 (0.0112)	0.0208 (0.0169)	0.0196 (0.0148)	0.0338*** (0.0127)	-0.0554** (0.0228)
Quintile de richesse du ménage					
Le plus pauvre (<i>reference</i>)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
Pauvre	-0.0200 (0.0605)	-0.0714 (0.116)	0.0197 (0.0715)	-0.0291 (0.0752)	0.0389 (0.102)
Moyen	0.0343 (0.0581)	-0.0173 (0.106)	0.0907 (0.0703)	0.0573 (0.0698)	-0.00436 (0.103)
Riche	0.0418 (0.0602)	0.0343 (0.102)	0.0572 (0.0784)	0.0582 (0.0718)	0.0555 (0.108)
Le plus riche	0.170** (0.0676)	0.130 (0.106)	0.259** (0.105)	0.189** (0.0796)	0.130 (0.126)
Sexe du chef de ménage					
Masculin (<i>référence</i>)	0 (.)	0 (.)	0 (.)		
Féminin	-0.0211 (0.0387)	-0.0126 (0.0514)	-0.0250 (0.0597)		
Niveau d'instruction du chef de ménage					
Pré-primaire ou aucun (<i>reference</i>)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
Primaire	0.0694 (0.0444)	0.0542 (0.0626)	0.0889 (0.0636)	0.108* (0.0563)	-0.0103 (0.0720)
Secondaire 1	0.0321 (0.0518)	0.0265 (0.0707)	0.0354 (0.0782)	0.0746 (0.0632)	0.0138 (0.0952)
Secondaire 2 ou plus	0.0774 (0.0539)	0.0765 (0.0704)	0.0754 (0.0854)	0.108* (0.0627)	0.0382 (0.123)
Religion du chef de ménage					
Sans religion (<i>référence</i>)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
Religions endogènes/traditionnelles	-0.0265 (0.100)	0.0302 (0.137)	-0.0770 (0.145)	-0.0265 (0.112)	-0.0970 (0.214)
Islam	-0.0156 (0.109)	0.0559 (0.144)	-0.140 (0.166)	-0.0147 (0.121)	-0.0932 (0.238)
Christianisme	0.0779 (0.0955)	0.0749 (0.130)	0.0795 (0.139)	0.103 (0.106)	-0.0830 (0.208)

Variables	Ensemble	Urbain	Rural	Chef homme	Chef femme
Autres religions	0.195 (0.165)	0.0772 (0.216)	0.410 (0.251)	0.194 (0.200)	0.0842 (0.296)
Ethnie du chef de ménage					
Ethnie étrangère (référence)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
Ethnie béninoise	0.134 (0.143)	-0.0514 (0.150)	0.301 (0.241)	0.194 (0.169)	-0.104 (0.242)
Milieu de résidence					
Urbain (référence)	0 (.)			0 (.)	0 (.)
Rural	-0.0979*** (0.0358)			-0.0885** (0.0421)	-0.128* (0.0684)
Département					
Alibori (référence)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
Atacora	-0.319*** (0.121)	-0.311* (0.165)	-0.315* (0.179)	-0.273** (0.135)	-0.699*** (0.269)
Atlantique	-0.225* (0.117)	-0.229 (0.156)	-0.216 (0.179)	-0.232* (0.134)	-0.234 (0.223)
Borgou	-0.273** (0.117)	-0.283* (0.158)	-0.274 (0.179)	-0.225* (0.133)	-0.571** (0.248)
Collines	-0.260** (0.128)	-0.159 (0.177)	-0.319* (0.189)	-0.254* (0.146)	-0.275 (0.247)
Couffo	-0.0306 (0.116)	-0.0107 (0.159)	-0.0463 (0.174)	-0.0565 (0.136)	-0.0222 (0.205)
Donga	-0.249 (0.154)	-0.234 (0.205)	-0.230 (0.226)	-0.240 (0.166)	-0.209 (0.465)
Littoral	-0.268** (0.125)	-0.235 (0.157)		-0.206 (0.143)	-0.409* (0.237)
Mono	0.0191 (0.117)	-0.0401 (0.158)	0.0818 (0.179)	0.0186 (0.136)	-0.00193 (0.213)
Ouémé	-0.0503 (0.111)	-0.0442 (0.146)	-0.0570 (0.178)	-0.0395 (0.129)	-0.0974 (0.195)
Plateau	-0.0347 (0.188)	0.0405 (0.201)	-0.273 (0.417)	0.0970 (0.202)	-0.617 (0.459)
Zou	-0.120 (0.115)	-0.216 (0.156)	-0.0770 (0.173)	-0.131 (0.133)	-0.116 (0.207)
Constant	-0.743*** (0.228)	-0.510* (0.286)	-1.062*** (0.360)	-0.990*** (0.264)	-0.0433 (0.403)
Nombre d'enfant scolarisé	0.933*** (0.0396)	0.821*** (0.0409)	1.040*** (0.0676)	0.979*** (0.0507)	0.771*** (0.0450)
Observations	4680	2319	2361	3410	1270
Log-vraisemblance	-5285.5	-2560.0	-2700.5	-3955.5	-1297.6
Sigma					

Standard errors in parentheses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

7.2. Annexe 2 : Comparaison avec des modèles alternatifs

Variables (sélection)	Tobit	MCO	Probit	Poisson
Ménage a reçu un transfert monétaire				
Non (<i>référence</i>)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
Oui	0.138*** (0.0511)	0.0657* (0.0385)	0.217** (0.0908)	0.0899*** (0.0344)
Nombre d'enfant de 3-24 ans par ménage	0.922*** (0.0118)	0.764*** (0.00973)	1.030*** (0.0590)	0.305*** (0.0124)
Age du chef de ménage	-0.00232* (0.00124)	-0.000218 (0.000827)	0.00158 (0.00193)	-0.00303*** (0.00111)
Observations	4680	4680	4680	4680
Log-vraisemblance	-5285.5	-5338.2	-1515.3	-6155.2
R-carré		0.782		

7.4. Annexe 4 : Effet des transferts par quintile de richesse

Variables (sélection)	Q1 (Plus pauvre)	Q2	Q3	Q4	Q5 (Plus riche)
Ménage a reçu un transfert monétaire					
Non (<i>référence</i>)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
Oui	0.199 (0.250)	0.483*** (0.150)	0.286*** (0.107)	0.129 (0.0945)	0.000192 (0.0878)
Nombre d'enfant de 3-24 ans par ménage	0.980*** (0.0316)	0.915*** (0.0239)	0.975*** (0.0227)	0.899*** (0.0235)	0.904*** (0.0228)
Age du chef de ménage	-0.00551 (0.00372)	-0.00432 (0.00326)	- (0.00294)	-0.00224 (0.00253)	-0.00114 (0.00213)
Taille restante du ménage	0.0419 (0.0298)	0.0470* (0.0251)	0.0153 (0.0201)	0.0274 (0.0241)	-0.0129 (0.0278)
Observations	558	766	948	1135	1273

Standard errors in parentheses; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

7.3. Annexe 3 : Effets marginaux du modèle Tobit

Variables (sélection)	$E[s X]$	$E[s s > 0, X]$	$Pr(s > 0 X)$
Ménage a reçu un transfert monétaire			
Non (<i>référence</i>)	0.0000 (.)	0.0000 (.)	0.0000 (.)
Oui	0.1023*** (0.0383)	0.0893*** (0.0334)	0.0275*** (0.0100)
Nombre d'enfant de 3-24 ans par ménage	0.6710** (0.0077)	0.5859** (0.0090)	0.1850*** (0.0021)
Age du chef de ménage	-0.0017* (0.0009)	-0.0015* (0.0008)	-0.0005* (0.0002)
Taille restante du ménage	0.0118 (0.0082)	0.0103 (0.0071)	0.0032 (0.0023)
Quintile de richesse du ménage			
Le plus pauvre (<i>référence</i>)	0.0000 (.)	0.0000 (.)	0.0000 (.)
Pauvre	-0.0143 (0.0433)	-0.0125 (0.0377)	-0.0041 (0.0124)
Moyen	0.0247 (0.0418)	0.0216 (0.0364)	0.0070 (0.0118)
Riche	0.0302 (0.0433)	0.0263 (0.0378)	0.0085 (0.0122)
Le plus riche	0.1250** (0.0494)	0.1091** (0.0432)	0.0341** (0.0136)
Sexe du chef du ménage			
Masculin (<i>référence</i>)	0.0000 (.)	0.0000 (.)	0.0000 (.)
Féminin	-0.0153 (0.0281)	-0.0134 (0.0246)	-0.0042 (0.0078)
Milieu de résidence			
Urbain (<i>référence</i>)	0.0000 (.)	0.0000 (.)	0.0000 (.)
Rural	-0.0713*** (0.0261)	-0.0622*** (0.0227)	-0.0197*** (0.0072)
Observations	4680	4680	4680

Standard errors in parentheses ; $E[s|X]$: Effet inconditionnel (sur toute la population) ; $E[s|s > 0, X]$: Effet conditionnel (pour les ménages qui scolarisent déjà) ; $Pr(s > 0|X)$: Effet sur la probabilité de scolariser au moins un enfant ; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$