Chocs de revenu et éducation des enfants en présence d'imperfections du marché du crédit et de l'assurance : Mécanismes décisionnels en Ethiopie

Robin Benabid Jegaden, Jade Lemoine

▶ **To cite this version:**

Robin Benabid Jegaden, Jade Lemoine. Chocs de revenu et éducation des enfants en présence d'imperfections du marché du crédit et de l'assurance : Mécanismes décisionnels en Ethiopie. 2021. hal-03527638

HAL Id: hal-03527638
https://hal.science/hal-03527638

Preprint submitted on 16 Jan 2022

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Distributed under a Creative Commons CC0 - Public Domain Dedication 4.0 International License

UNIVERSITÉ PARIS 1
PANTHÉON SORBONNE
INSTITUT D'ÉTUDES DU DÉVELOPPEMENT DE LA SORBONNE

Chocs de revenu et éducation des enfants en présence d'imperfections du marché du crédit et de l'assurance : Mécanismes décisionnels en Ethiopie

Robin Benabid-Jegaden*
Jade Lemoine

Sous la direction de Monsieur Etienne Dagorn

30 avril, 2021

* Nous tenons à remercier Etienne Dagorn d'avoir accepté de nous encadrer et de nous suivre tout au long de cette année. Nous lui sommes particulièrement reconnaissants pour ses conseils, sa proximité et son soutien. Nous tenons également à remercier Victor Cordonnier pour ses précieux commentaires sur notre stratégie empirique et ses informations utiles sur le contexte éthiopien. Enfin, nous sommes infiniment reconnaissants à Alain Desdoigts qui nous suit depuis deux ans, toujours avec des encouragements et des réflexions stimulantes.

Résumé

Les chocs de revenus subis par les ménages les plus démunis peuvent inciter les parents à retirer leurs enfants de l'école pour les introduire sur le marché du travail, lorsque les autres instruments de maîtrise des risques sont insuffisants. Ces réponses aux chocs à court terme peuvent entraîner des conséquences à plus long terme sur le développement du capital humain des enfants. En utilisant des données issues d'une enquête ménages en Ethiopie, nous examinons l'impact des chocs pluviométriques sur les décisions d'investissement dans le capital humain à moyen terme. Les résultats suggèrent que les chocs climatiques réduisent significativement l'investissement dans le capital humain. Dans ce contexte, les mécanismes psychologiques jouent un rôle important dans le processus décisionnel des ménages à l'origine d'une déscolarisation des enfants. Nous avançons que l'exposition aux chocs de revenus exacerbe la perception de l'investissement dans le capital éducatif comme relativement risqué, toutes choses égales par ailleurs. La forte prévalence des chocs de revenu (expériences naturelles) ou le ressenti de cette prévalence aggrave l'aversion au risque des ménages, en accentuant la concavité de leur fonction d'utilité.

Mots clés : Education des enfants, Chocs de revenu, Marchés imparfaits, Facteurs cognitifs, Ethiopie rurale

JEL Classification : D15, D52, D91, I24, Q54

I. Introduction **3**

II. Revue de littérature **5**

2.1. Pauvreté, environnement risqué et stratégie de lissage de la consommation / du revenu des ménages 5

2.2. Travail et éducation 5

2.3. Imperfections du marché du crédit et de l'assurance 6

2.4. Chocs de revenu et éducation : effets instantanés 6

2.4.1. Stratégie de gestion du risque 6

2.4.2. Relation ambiguë en fonction des chocs et hétérogénéité de l'effet 7

2.5. Chocs de revenu et éducation : effets durables et comportementaux 8

III. Stratégie d'investissement dans l'éducation des enfants et hypothèses de pauvreté **9**

3.1. Impact des chocs exogènes sur le revenu 9

3.2. Parents et stratégies d'investissement dans l'éducation 9

3.3. Scolarisation et incertitude 12

3.4. Epargne, marché du crédit et de l'assurance 12

IV. Données et stratégie d'identification **13**

4.1. Données 13

4.2. Stratégie d'identification 15

4.3. Discussions 17

V. Cadre conceptuel et spécification empirique **17**

5.1. Cadre théorique : Choc, revenu et scolarisation 17

5.1.1 Investissement dans l'éducation en environnement risqué 17

5.1.2 Imperfections du marché du crédit 19

5.1.3 Choc et revenu des ménages 19

5.2. Modèle de décision d'investissement dans le capital humain 19

5.3. Mécanismes psychologiques 21

5.4. Discussions 24

VI. Résultats **25**

6.1. Chocs de revenu et décisions d'investissement dans le capital humain 25

6.1.1. Résultats estimations MCO 26

6.1.2. Résultats principaux : modèle binomiale 30

6.2. Mise en avant des mécanismes psychologiques 35

6.3. Discussions et tests de robustesse 35

VII. Conclusion **38**

VIII. Bibliographie **40**

IX. Annexes **44**

I. Introduction

Les modes de production de ces dernières décennies sont à l'origine de dérèglements climatiques qui ont pour conséquences, entre autres, l'amplification des catastrophes naturelles. Celles-ci peuvent se traduire, pour les populations locales, sous la forme de chocs de revenu. Ce papier s'intéresse à l'impact des chocs négatifs de revenu des ménages sur leurs stratégies d'investissement dans le capital humain. Nous étudions notamment les canaux par lesquels s'opèrent la prise de décision d'investissement dans l'éducation en réponse à un choc de revenu exogène et nous mettons en évidence l'effet de mécanismes psychologiques.

Les chocs de revenu, anticipés ou non, n'affectent pas les individus de manière homogène. Ils semblent avoir un impact plus important et récurrent sur les populations des pays « en voie de développement »[1] (PED) qui possèdent, par ailleurs, des caractéristiques de développement spécifiques. Les ménages des PED possèdent en moyenne un relatif faible niveau de revenu et les recherches empiriques ont démontré un lien clair entre le niveau de revenu des ménages et l'éducation. Une méta-analyse de Behrman et Knowles (1999), à partir de 42 études et comprenant 21 pays, fait état d'une relation positive entre revenu des ménages et niveau d'éducation pour plus de 60% des cas. Edmonds (2006), montre que la hausse du revenu dans un PED permet d'augmenter le niveau d'éducation pour les enfants de 10 à 17 ans. Une littérature abondante a mis en évidence la présence d'un lien rival entre travail et éducation des enfants dans les PED. En effet, le recours à une main d'œuvre infantile est plus récurrent dans les pays en voie de développement que dans les pays occidentaux. Cette demande de travail enfantin s'explique principalement par l'insuffisance du revenu issu de l'activité principale des parents. Ainsi, le travail des enfants est traditionnellement vu comme une conséquence de la pauvreté. Il se substitue à d'autres formes d'investissement, comme celui dans le capital humain (Fallon et Tzannatos, 1998) ; (Canagarajah et Nielsen, 1999) ; (Boozer et Suri, 2001). Enfin, la forte prévalence des chocs dans les PED, due aux conditions météorologiques et géographiques, a conduit les chercheurs à s'intéresser aux stratégies de lissage de la consommation des ménages. À défaut de pouvoir lisser leur revenu, dans un contexte de forte incertitude marqué par la répétition des chocs, les ménages sont amenés à adopter des stratégies de lissage de leur consommation, *ex-post* et *ex-ante*. Townsend (1984), Zeldes (1989), Chaudhury et Ravallion (1997) soulignent l'importance du marché du crédit et de l'assurance pour pouvoir faire face aux chocs de revenu. Cependant, les PED sont soumis aux imperfections du marché du crédit et de l'assurance qui limitent les possibilités de recourir à ces moyens de financement, aggravant ainsi la vulnérabilité des ménages face aux chocs de revenus (Morduch 1994, 1999). Ces contraintes les obligent à se tourner vers d'autres mécanismes de lissage de leur consommation.

Dans ce papier, nous étudions l'effet d'un choc de revenu exogène, caractérisé par un choc pluviométrique, sur les décisions d'investissement dans l'éducation des ménages situés dans les zones rurales d'Ethiopie. L'Ethiopie fait partie des pays à faible revenu et occupe la 159ème place sur 190 dans le classement *Doing Business* qui mesure la « facilité de faire des affaires », publié par la Banque mondiale[2]. Depuis une dizaine d'années, l'Ethiopie est confrontée à une hausse considérable des aléas climatiques marqués par l'alternance des périodes de sécheresse et d'inondation. Le pays possède un niveau d'éducation relativement faible, avec une moyenne de six années de scolarité par individus, accompagné par une forte hétérogénéité régionale et genrée. Le pays fait également face à d'importantes imperfections du marché du crédit et de l'assurance. L'interrogation première que suscite un tel environnement est de savoir dans quelles mesures ces chocs, que subissent les individus, affectent leurs comportements individuels. En réaction à ces chocs exogènes, les ménages peuvent adopter des stratégies de gestion du risque (*ex post*) et des stratégies de prévention du risque (*ex ante*). Il existe une littérature abondante concernant les stratégies de gestion du risque adoptées par les populations soumises à ces chocs afin de maintenir leur niveau de consommation. En effet, les études des effets économiques liés aux chocs de revenus exogènes se sont principalement concentrées sur leur impact à court-terme (Dacy and Kunreuther 1969; Albala-Bertrand 1993; Tol and Leek 1999; Rasmussen 2004; and Noy 2009). Cependant, les chocs de revenu subis durant la scolarité peuvent avoir des effets

[1] Noy (2009); Chancel et Piketty (2015); Cuaresma (2017)
[2] https://www.doingbusiness.org/en/rankings

persistants sur le capital humain, à la fois en réduisant l'éducation formelle et en générant des emplois de faible qualité pour les jeunes. De plus, la compréhension des canaux par lesquels les ménages prennent des décisions à la suite de ces chocs est déterminante pour la conception des politiques éducatives (qui améliorent le capital humain) et des politiques sociales (qui réduisent les inégalités).

L'objectif principal de ce *corpus* a donc été, dans un premier temps, d'identifier l'effet d'un choc de revenu exogène sur les décisions de scolarisation, pour les enfants de 6 à 18 ans. Nous contribuons à enrichir la littérature existante avec une analyse des stratégies de prévention du risque, peu détaillées jusque-là, en étudiant les modifications des incitations d'investissement dans le capital humain pour la période t+1 à la suite d'un ou plusieurs chocs subi(s) à la période t. Cela traduit notre intuition selon laquelle une exposition aux chocs peut avoir un effet négatif sur les incitations des individus à investir dans leur capital humain, à travers des mécanismes psychologiques. Dans un second temps, nous nous concentrons donc sur les stratégies de lissage de la consommation des ménages, en réponse à un choc, pour mettre en évidence les mécanismes psychologiques comme canal principal par lequel ils modifient leur décision d'investissement dans le capital éducatif. Cette seconde analyse constitue, à notre connaissance, un apport novateur à la littérature existante. Ces approches nous semblent particulièrement pertinentes dans le cadre de l'Ethiopie, où les efforts d'expansion de l'éducation n'ont toujours pas permis d'atteindre une couverture universelle au niveau primaire et où les taux d'achèvement des études secondaires et supérieures sont bas. Le pays bénéficie d'un faible PIB/Habitant, d'une faible diversification structurelle de l'économie et d'un faible niveau éducatif agrégé, ce qui ne participe pas à la hausse du bien-être ressenti des ménages. Dans notre analyse empirique, nous utilisons un modèle de régression linéaire binomiale, pour tenir compte des potentiels effets marginaux croissants. Notre modèle tient compte du fait que la probabilité de quitter l'école n'est pas indépendante de l'âge de l'élève ainsi que des caractéristiques observables propres aux ménages et à la région, qui peuvent avoir un lien direct avec leur stratégie d'investissement dans l'éducation. Enfin, le choix de la variable explicative *« Do you plan to attend school next year ?* », qui traduit uniquement ce qu'ambitionne de faire les parents et non ce qu'ils feront vraiment, nous permet de renseigner les mécanismes psychologiques sous-jacents. Pour compléter notre analyse, nous examinons également les données longitudinales de notre base de données pour isoler le canal décisionnel, en mettant en avant une déscolarisation des enfants en t+1 alors qu'aucune déscolarisation n'a lieu en t=0 à la suite d'un choc en t-1.

Nos résultats suggèrent que l'exposition à un choc négatif de revenu a un impact négatif sur les décisions d'investissement dans le capital humain. Nous constatons que nos résultats sont robustes lorsque nous ajoutons nos contrôles et lorsque nous corrigeons le biais de sélection.

Le reste de l'article est structuré comme suit. La section 2 présente une revue de la littérature existante en prenant en compte les diverses variables explicatives connexes. La section 3 décrit les principales hypothèses derrière le cadre conceptuel des stratégies de lissage de la consommation des agents ainsi que le cadre théorique utilisé pour comprendre la relation entre les chocs de revenu et l'investissement dans l'éducation des enfants. La section 4 résume les données et notre stratégie d'identification. La section 5 présente le modèle et la spécification théorique. La section 6 soumet nos résultats et la section 7 conclut.

II. Revue de littérature

L'importance, grandissante depuis les années 1990, accordée à l'accumulation du capital humain, au développement des marchés financiers et au travail tient au fait qu'ils contribuent à la croissance économique des pays (Mankiw, Romer et Weil, 1992); (Bencivenga et Smith, 1991); (Greenwood et Smith, 1993); (Lucas, 1988); (Barro, 1991).

2.1. Pauvreté, environnement risqué et stratégie de lissage de la consommation / du revenu des ménages

Les réflexions de Becker et Tomes (1986) montrent que les décisions de consommation sont indépendantes des choix d'investissement dans le capital humain. Cependant, lorsque les marchés financiers sont incomplets ou imparfaits, cette indépendance ne semble plus tenir et les moyens consacrés à l'éducation sont influencés par les ressources familiales. L'imperfection des marchés financiers contribue à aggraver les conséquences de l'incertitude financière. La hausse des risques économiques peut conduire les ménages à adopter des stratégies d'assurance contre le risque via la constitution d'une épargne de précaution, ce qui contribue à diminuer leur consommation et leurs investissements (Kimball, 1991; Paxson, 1992; Carroll, 1997; Blundell et Preston, 1998; Hahm et Steigerwald, 1999; Carroll et Kimball, 2001; Chou et al., 2003). Dans les zones rurales, où la majorité du revenu est issu de l'exploitation agricole, le risque dominant est l'imprévisibilité des précipitations, ce qui augmente le risque d'aléa sur la production, le revenu et le prix des matières premières (Townsend, 1994; Jayachandran, 2006; Gin'e et al., 2007; Bellemare et al., 2013 ; Allen et Atkin, 2016). Haushofer & Fehr (2015), décrivent les raisons pour lesquelles la pauvreté peut avoir des conséquences psychologiques particulières pouvant entraîner des comportements économiques qui rendent difficile la sortie de la pauvreté. Ainsi les conditions économiques et sociales auxquelles les individus pauvres font face peuvent avoir une incidence sur les taux d'actualisation et les comportements face au risque, entraînant une forte préférence pour le présent. Or, l'investissement dans l'éducation se fait sur le long terme, c'est pour cela qu'il semble intéressant de s'attarder sur les stratégies d'investissement dans le capital humain dans le contexte des PED. Colmer (2017) constate que l'incertitude du revenu des parents, telle que représentée par la variabilité des précipitations, détermine un changement dans l'allocation du temps des enfants, du travail à la ferme à l'école.

2.2. Travail et éducation

L'éducation des enfants est généralement traitée de manière étroite et rivale avec le travail de ces derniers. En 1977, Rosenzweig et Evenson ont montré que la hausse des taux de salaire est négativement corrélée avec les taux de scolarisation car elle est associée avec une augmentation du coût d'opportunité lié à la poursuite des études. Beegle et al (2003, 2006) examinent la relation entre les chocs de revenu des ménages et le travail des enfants. En utilisant des données de panel issues d'une enquête en Tanzanie, ils constatent que les chocs de revenu transitoires entraînent une augmentation du travail des enfants et une diminution de la scolarisation. Dumas (2015) montre qu'en Tanzanie le travail des enfants augmente avec la pluviométrie en l'absence de marchés du travail efficaces générant une baisse du taux de scolarisation. En supposant que les ménages perçoivent des salaires déterminés de manière exogène, Shah et Steinberg (2017) constatent que des conditions pluviométriques positives génèrent une hausse des salaires moyens dans le secteur agricole indien. Cela encourage les parents à augmenter l'offre de travail de leurs enfants sur l'exploitation et, par conséquent, la fréquentation scolaire diminue. Marchetta et Sahn (2019) examinent l'impact de la variabilité des précipitations et des cyclones sur la scolarité et le travail des enfants. Leurs résultats montrent que les écarts négatifs de précipitations et les cyclones réduisent la probabilité de participation scolaire et incitent les jeunes hommes et, dans une plus large mesure, les femmes à entrer dans la vie active.

Toutefois, à partir d'une étude empirique au Botswana, Tchernichovsky (1985), conteste la justification selon laquelle le besoin de retenir les filles pour les travaux domestiques est la raison de leur retrait de

l'école. Des arguments de ce même ordre sont également mis en exergue par des travaux plus récents qui affirment qu'un grand nombre d'enfants ne sont ni scolarisés ni impliqués dans des activités productives (Fuller et al, 1995; De Janvry et al., 2006).

2.3. Imperfections du marché du crédit et de l'assurance

En situation d'imperfections du marché du crédit et de l'assurance, les décisions d'investissement dans l'éducation face aux chocs de revenu relèvent d'arbitrages qu'il est nécessaire de comprendre (Cochrane, 1991; Blundell, Pistaferri et Preston, 2008). L'intérêt de ces études réside dans la possibilité que les ménages pauvres et agraires n'aient pas accès aux marchés financiers formels, ou à des échanges informels parfaitement substituables (Rosenzweig, 1988 et Cox, 1990). Par ailleurs, le risque météorologique étant spatialement covariant, dans la plupart des zones rurales des PED la majorité des ménages affectés n'ont pas la possibilité de recourir à une assurance locale formelle ou informelle (Rosenzweig et Binswanger, 1993; Townsend, 1994). Les résultats suggèrent que la relation entre les chocs de revenu et la scolarisation est dépendante de l'accès au marché du crédit. Dans l'un des articles fondateurs de cette littérature, Jacoby et Skoufias (1997) utilisent des données de panel indiennes sur les ménages ruraux et explorent le lien entre l'incomplétude du marché financier et l'accumulation du capital humain. Ils examinent comment la fréquentation scolaire des enfants répond aux fluctuations saisonnières du revenu des ménages agraires. Ils constatent que dans un contexte de défaillance du marché du crédit et de l'assurance, les chocs idiosyncratiques (non-anticipés) de revenu des ménages ont un effet plus important sur la scolarisation que les chocs (anticipés) au niveau du village. Ils en concluent que les fluctuations saisonnières de la fréquentation scolaire constituent une forme d'auto-assurance. Ainsi, ils mettent en avant l'utilisation de la fréquentation scolaire comme variable d'ajustement face aux imperfections du marché du crédit (la scolarisation des enfants varie avec des chocs anticipés de revenu) et les imperfections du marché de l'assurance (la scolarisation des enfants varie avec des chocs non anticipés de revenu). Jensen et Beegle (2000), Dehejia et Gatti (2003, 2005) montrent que les chocs agricoles réduisent la fréquentation scolaire en Côte d'Ivoire et en Tanzanie respectivement. Dehejia et Gatti (2003, 2005) constatent que l'accès au crédit en Tanzanie contribue à protéger les enfants face à ces chocs en les maintenant à l'école. Cela suggère que le développement financier affecte le travail des enfants en ce qui concerne les stratégies de lissage de la consommation face aux chocs de revenus. Les ménages les moins riches sont les plus susceptibles de connaître cette transition de l'école au travail face aux chocs pluviométriques. Cette constatation est cohérente avec le fait que les ménages les plus pauvres ont moins d'épargne et un accès plus limité au crédit et à l'assurance, ce qui réduit leur capacité à faire face aux aléas climatiques. Guarcello et al. (2003) montrent à leur tour, dans une étude sur le Guatemala, que l'accès des parents au crédit et à l'assurance médicale fournit une assurance qui protège les enfants d'un retrait de l'école en cas de choc négatif de revenu.

2.4. Chocs de revenu et éducation : effets instantanés

2.4.1. Stratégie de gestion du risque

De nombreux auteurs révèlent que les inscriptions scolaires diminuent pendant les périodes de crise économique. Cet impact des crises ou des ralentissements de la croissance économique sur l'éducation est largement documenté dans les pays en développement comme au Costa Rica (Funkhouser, 1999), en Indonésie (Thomas et al., 2004) ou au Mexique (McKenzie, 2003). Des recherches antérieures ont montré que les événements climatiques ont un impact significatif sur le capital humain à travers plusieurs dimensions : le revenu (Levine et Yang, 2014) ; les salaires (Mahajan, 2017) ; la nutrition et la santé (Maccini et Yang, 2009; Tiwari, Jacoby et Skoufias, 2017) et la consommation et l'apport calorique (Asfaw et Maggio, 2017). La littérature empirique sur les effets économiques des catastrophes naturelles s'est traditionnellement concentrée sur les effets de court terme ou transitoires (Dacy et Kunreuther, 1969; Albala-Bertrand, 1993; Tol et Leek, 1999; Rasmussen, 2004; Noy, 2009).

Il a notamment été démontré que les enfants sont plus susceptibles de quitter l'école pour travailler lorsque leurs parents subissent un choc de revenu négatif (Duryea et al., 2007). A partir de données issues de l'expérience de Progressa au Mexique, De Janvry et al. (2006) montrent que des chocs idiosyncrasiques et covariants (désastres naturels) poussent les parents à adopter des stratégies de gestion de risque en retirant leurs enfants de l'école pour le marché du travail. Au Bénin, Fatoke-Dato (2015) mesure l'impact d'une inondation en 2010 sur la scolarisation et le travail des enfants. Il utilise les données des Enquêtes Nationales Démographiques et de Santé (EDS) de 2006 et 2012 et met en évidence une baisse significative du revenu des ménages agricoles à la suite du choc affectant majoritairement l'éducation des filles avec une baisse de la scolarisation en milieu rural de 5,99% et de 4,45% pour les garçons. En utilisant des données longitudinales de 2005 à 2015 pour l'Argentine, le Brésil et le Mexique, Cerruti et al (2019) explorent les effets d'un choc de revenu négatif des ménages sur le statut de scolarisation des jeunes âgés de 15 à 25 ans. Les résultats suggèrent que les chocs de revenu négatifs augmentent significativement le risque d'abandon de l'enseignement secondaire et de l'enseignement supérieur en Argentine et au Brésil. Enfin, Kinda (2020) montre que les chocs de revenu affectent la probabilité des enfants d'être scolarisés, confirmant ainsi l'hypothèse théorique d'imperfection du marché du crédit au Malawi et l'importance des effets d'arbitrage entre les différentes stratégies de lissage de la consommation.

2.4.2. Relation ambiguë en fonction des chocs et hétérogénéité de l'effet

D'un point de vue théorique, l'effet d'une catastrophe naturelle ou d'un aléa climatique sur les investissements dans l'éducation est ambigu puisqu'il dépend de la nature de ce choc. Skidmore et Toya (2002) soutiennent que lorsque les catastrophes naturelles tendent à diminuer le rendement attendu du capital physique, les individus rationnels déplacent leurs investissements vers le capital humain. Les sécheresses, par exemple, affectent le marché du travail local, en particulier dans les zones principalement agricoles, diminuant les rendements attendus du travail des enfants et les incitations à quitter l'école (Duryea et Arends-Kuenning, 2003; Kruger, 2007; Soares et al., 2012; Shah et Steinberg, 2017). Nordstrom et Cotton (2020) examinent l'impact d'une sécheresse sur les résultats scolaires des enfants en utilisant des données provenant du Zimbabwe rural. Ils constatent que la sécheresse augmente la probabilité de poursuite de la scolarité des élèves, un impact apparemment positif sur le capital humain, probablement dû à des coûts d'opportunité plus faibles pour l'éducation. En d'autres termes, une sécheresse sévère ayant un impact négatif sur le revenu est susceptible d'augmenter l'offre potentielle de travail des enfants (utilisés comme variable d'ajustement face à l'imperfection du marché du crédit et de l'assurance), tout en diminuant simultanément la demande pour ce travail, ce qui peut conduire à un effet négatif sur le nombre d'enfants quittant l'école (Dercon et Christiaensen, 2011; Fafchamps et al., 1998).

L'impact des chocs de revenu/ ou climatiques sur la scolarisation n'est pas homogène pour tous les individus. Sawada (2003) montre qu'au Pakistan une chute du revenu transitoire est un obstacle à l'investissement dans l'éducation, notamment chez les filles. Au Mexique, Parker et Skoufias (2006) trouvent que les chocs idiosyncratiques n'ont pas d'impact sur la scolarisation des garçons mais réduisent la fréquentation et la réussite scolaire des filles. Duryea, Lam et Levinson (2007) montrent comment, au Brésil, le chômage du chef de ménage masculin engendre une diminution de la progression scolaire et la hausse du travail des enfants, en particulier pour les filles. Maccini et Yang (2009) constatent que des conditions pluviométriques favorables ont un effet positif sur les résultats scolaires des femmes indonésiennes adultes. Björkman-Nyqvist (2013) a également montré que les écarts des précipitations, par rapport à leur moyenne à long terme, ont un impact négatif significatif sur la scolarisation des filles en Ouganda, tandis que les garçons ne sont pour la plupart pas affectés.

En 2000, Sawada confirme les conclusions de Tchernichovsky (1985) établies au Bostwana et trouve que le nombre d'enfants du ménage augmente l'éducation primaire et secondaire des plus jeunes. La charge de travail serait répartie entre les enfants.

2.5. Chocs de revenu et éducation : effets durables et comportementaux

Dans notre étude, nous nous intéressons aux effets du choc de revenu à moyen terme via les décisions d'investissement dans le capital humain. Les enfants rencontrant des chocs alimentaires dans la petite enfance ont plus de difficultés à atteindre des niveaux d'éducation supérieurs, ce qui a un impact sur leur situation sociale et leur revenu futur (Strauss et Thomas, 2008; Alderman, 2011). Kim (2008) utilise les données des enquêtes démographiques, sanitaires et de mesure du niveau de vie pour examiner les effets des chocs climatiques sur le niveau d'éducation au Burkina Faso, au Cameroun et en Mongolie. Kim tend à trouver des effets négatifs du risque de catastrophe naturelle sur l'achèvement des études secondaires. De Vreyer et al. (2012) estiment l'impact à long terme d'un choc de revenu, en exploitant la variation régionale de l'invasion acridienne de 1987-1989 au Mali. Ils constatent que la scolarisation des enfants âgés de moins de sept ans au moment du choc est négativement impactée. Shah et Steinberg (2013) trouvent des impacts durables des chocs climatiques : les adultes ayant connu de nombreuses précipitations pendant leurs années scolaires ont un nombre total d'années de scolarité inférieur à ceux n'en ayant pas subi et des salaires plus faibles. Ces résultats suggèrent que le coût d'opportunité de la scolarisation, même pour des enfants assez jeunes, est un facteur important et déterminant l'investissement global en capital humain. Cuaresma (2017) quantifie l'effet du risque de catastrophe naturelle sur les investissements dans l'éducation en exploitant les différences entre pays et dans le temps en matière de scolarisation. Il trouve une corrélation partielle négative et robuste entre la scolarisation dans le secondaire et le risque de catastrophe naturelle. Jessoe, Manning et Taylor (2018) ont constaté que les chocs météorologiques provoquaient des fluctuations négatives des revenus, ce qui a conduit les ménages à retirer leurs enfants de l'école afin d'accroître leur engagement sur le marché du travail, avec des effets négatifs éventuellement durables sur la pauvreté et le développement.

Checchi et Garcia-Penalosa présentent en 2004 un modèle théorique évaluant l'effet de l'incertitude de production sur l'éducation dans lequel le risque de production agrégé détermine le niveau moyen d'éducation et sa distribution. Ils montrent à la fois théoriquement et empiriquement qu'une plus grande volatilité de la production conduit à un niveau d'éducation plus faible. Kazianga (2012) remarque également que l'incertitude du revenu des ménages est liée à une baisse de la scolarisation et des années de scolarité achevées. Foster et Gherke (2017) étudient la relation entre l'exposition à un environnement à risque et l'investissement dans la scolarisation dans un contexte de faibles revenus, en mettant l'accent sur des effets possibles *ex ante*. Ils présentent un modèle qui montre que de tels effets peuvent apparaître si la fonction de production du capital humain présente une complémentarité dynamique et si la concavité des préférences parentales pour le capital humain n'est pas trop importante. Leurs résultats suggèrent un effet négatif sur le capital humain mais aussi que la réduction du risque peut compenser les effets négatifs sur l'éducation des enfants. Colmer (2020) estime cependant que l'augmentation de la variabilité des précipitations est associée à une diminution du travail des enfants et à une augmentation de la scolarisation, ce qui est cohérent selon lui avec un mécanisme de diversification[3]. Toutefois, Jalan et Ravallion (1998), qui utilisent des données sur la Chine pour tester d'éventuelles réponses comportementales, constatent que l'augmentation du risque de revenu n'a aucun effet sur les décisions de scolarisation.

Nous contribuons à une littérature existante qui explore les déterminants des investissements en capital humain dans les pays à faible revenu et les effets d'arbitrages associés (Foster et Rosenzweig, 1996; Glewwe et Jacoby, 2004; Jensen, 2010, 2012; Oster et Steinberg, 2013; Atkin, 2016; Shah et Steinberg, 2017). Cette littérature s'attarde sur les différentes stratégies développées par les populations victimes de chocs de revenu afin de maintenir leur niveau de consommation et l'efficacité relative de ces stratégies. Ces stratégies sont de deux ordres : les stratégies de prévention contre le risque (*ex ante*) et les stratégies de gestion du risque (*ex post*). Alors que les recherches se sont principalement focalisées sur les stratégies de gestion du risque, nous analysons la décision de déscolarisation des enfants prises à la période t pour l'année t+1 comme une stratégie de prévention du risque. De plus, les études antérieures apportent peu de lumière sur les éventuels canaux comportementaux par lesquels la décision de prévention du risque est accomplie.

[3] Étant donné que la variabilité des revenus issus du travail augmente, le fait d'investir dans l'éducation constitue un mécanisme de diversification.

III. Stratégie d'investissement dans l'éducation des enfants et hypothèses de pauvreté

Dans cette partie, nous décrivons la méthode employée afin d'identifier les différents leviers dont disposent les ménages pour faire face à un choc négatif de revenu. On cherche à comprendre dans quelle mesure un retrait de l'école à moyen terme (t+1) peut constituer une réponse à un choc dont l'occurrence à lieu en période t. Nous allons identifier les différents mécanismes psychologiques, compte tenu de la contrainte budgétaire des ménages et de leur environnement, qui peuvent faire du retrait des enfants de l'école une stratégie de gestion du risque *ex post*[4]. Également, cette discussion sera l'occasion de mettre également en lumière le fait que ce retrait de l'école constitue aussi un levier de prévention contre les risques futurs (*ex ante*).

3.1. Impact des chocs exogènes sur le revenu

Dans le cadre de cette étude, l'analyse est restreinte aux ménages ruraux à dominante agricole ayant subi un ou plusieurs chocs climatiques entraînant une perte de revenu sur les douze mois précédant l'enquête. Ce choc est supposé exogène, c'est à dire indépendant des conditions initiales du ménage et on cherche à expliquer les différents choix effectués pour revenir au niveau de revenu initial. Plus spécifiquement, on interroge comment cette perte de revenu liée au choc pourrait avoir un impact sur la scolarité des enfants en situation d'imperfections du marché du crédit. Au-delà de la disponibilité d'un revenu de substitution, l'effet d'un choc climatique sur les revenus agricoles aura un effet sur la scolarisation en fonction de la capacité d'accueil des écoles, leur distance avec le ménage, la qualité des infrastructures et les avantages qu'en tire la communauté à l'échelle locale (N. Chaudhury et al., 2006).

Dans le cas de catastrophes climatiques ayant un effet délétère sur la récolte, c'est un effet quantité qui joue sur la perte de revenu : le ménage ne dispose plus d'une quantité suffisante pour générer un revenu permettant de faire face à l'ensemble des dépenses incompressibles. Parfois, ce choc exogène de revenu peut venir d'un effet prix (Abraham Abebe Asfaw, 2018)[5]. Via une double différence, l'auteur estime l'impact de la chute des prix sur le taux d'abandon scolaire des enfants de 15 à 18 ans. Celui-ci est significatif dans les villages producteurs et touche plus durement les jeunes filles.

3.2. Parents et stratégies d'investissement dans l'éducation

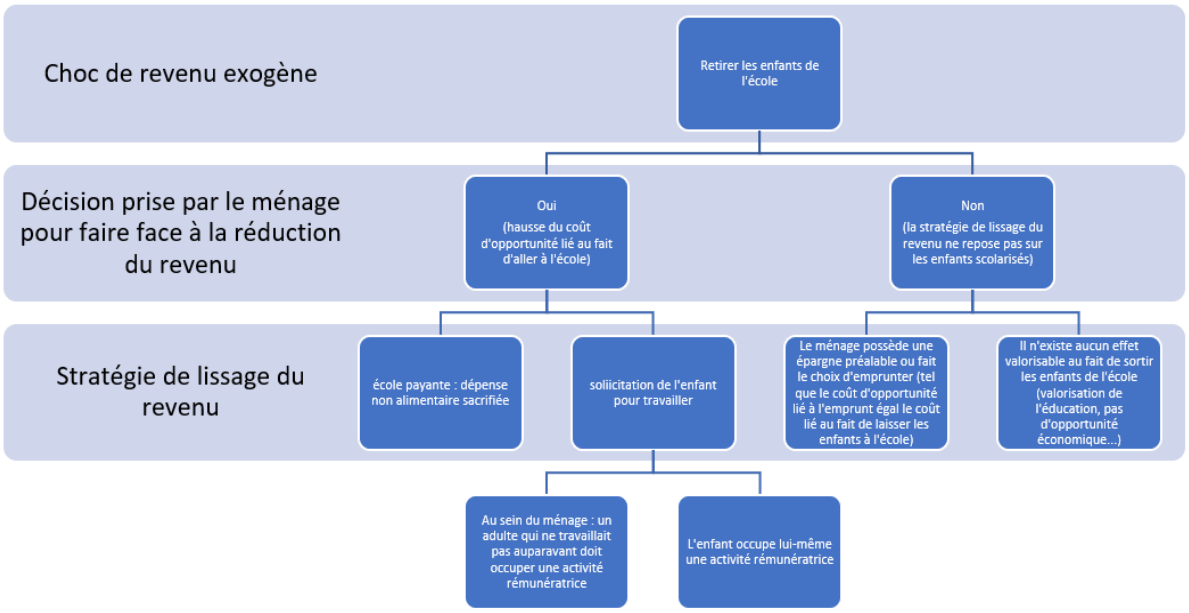
On étudie par quels canaux les différents ménages répondent aux chocs pluviométriques pour ensuite comprendre comment ils endogénéisent la notion de risque, en adoptant des comportements leur permettant d'anticiper les futurs chocs négatifs de revenu. K. Joshi (2019) analyse l'impact de la sécheresse sur l'investissement dans le capital humain. Il démontre que lorsque le manque de pluie entraîne une diminution des revenus, et que le ménage n'a pas de possibilités de substitution, ce sont les dépenses d'éducation et de santé qui sont les premières à diminuer. Cette conclusion nous permet de nous intéresser aux ménages qui, à la suite du choc, vont prendre une décision impactant la scolarisation de l'enfant. L'analyse de Joshi mesure cet impact en termes monétaires, nous nous

[4] La complémentarité dynamique apparaît lorsque les investissements scolaires pour un enfant donné à différentes périodes sont complémentaires dans la production de capital humain (Cunha et Heckman, 2007). Lorsque la déscolarisation est perçue comme une stratégie de gestion du risque, les investissements scolaires pour un enfant donné à différentes périodes sont substituables dans la production de capital humain et la complémentarité dynamique ne tient plus.

[5] Abraham Abebe Asfaw, (2018) "The effect of coffee price shock on school dropout: new evidence from the 2008 global financial crisis". L'article étudie l'impact de la chute des prix du café, dans le contexte de la crise de 2008, sur le taux d'abandon scolaire des enfants dans les zones rurales d'Ethiopie.

intéresserons à la décision de retrait de l'école. C'est-à-dire que l'on suppose que maintenir l'enfant à l'école engendre une perte d'utilité supérieure à toute autre situation par ailleurs ou que c'est la seule stratégie à disposition des ménages. Il existe donc plusieurs canaux par lesquels les ménages peuvent lisser leur revenu ou leur consommation (K. Joshi, 2019) à la suite d'un choc (Figure 1). On s'intéressera uniquement à l'intention de retrait de l'école l'année faisant suite au choc. Il s'agit de réfléchir comment cette décision peut influencer les stratégies de prévention du risque à moyen terme en situation d'imperfection du marché du crédit.

Figure 1 : Stratégie de lissage du Revenu à la suite du choc en t=0



Cet arbre nous permet de voir les réactions de court terme (instantanées), simultanées au choc. Ce sont des stratégies développées *ex post* afin de retrouver le niveau de revenu initial. Les ménages les plus pauvres n'ont souvent pas accès aux marchés formels du crédit et sont obligés d'emprunter par des voies informelles auprès de prêteurs, d'amis ou de commerçants. Ils sont souvent confrontés à des taux d'intérêt très élevés pour le crédit, et les prêteurs limitent souvent le montant qu'ils leur prêtent, ce qui implique qu'ils sont beaucoup plus susceptibles d'être limités en termes de liquidités et de stratégie de lissage de leur consommation. Un choc de revenu exogène et non anticipé peut avoir des conséquences immédiates sur la scolarité des enfants, notamment si la perte de revenu génère une hausse de l'insécurité alimentaire (K. Joshi, 2019). Ainsi, on peut constater une diminution de la fréquentation scolaire simultanément au choc. Cette réaction immédiate relève rarement de calculs coût-avantage et correspond plutôt à un choix contraint face à l'absence de revenu de substitution ou à l'impossibilité de recourir au crédit formel ou informel[6]. Dans ces conditions, la scolarité de l'enfant est erratique et ses capacités d'accumulation de capital humain diminuent avec la baisse de la fréquentation scolaire. En année t+1 les ménages peuvent :

- Hypothèse 1 : Décider de réinscrire leur enfant : le ménage considère que la perte d'utilité marginale liée à un retrait de l'école à moyen et long terme est supérieure à une autre stratégie de gestion/prévention du risque ou à la perte d'utilité estimée du risque.
- Hypothèse 2 : Décider de ne pas inscrire son enfant à l'école l'année suivante. Selon l'hypothèse d'aversion au risque des individus, on suppose qu'ils développent une stratégie

[6] Etant données ces conditions socio-économiques, nous pouvons avancer que ces contraintes touchent principalement les ménages les plus pauvres, les enfermant ainsi dans une trappe à pauvreté (Sachs, 2005).

d'assurance (*preventing better than coping*) face aux risques futurs. En situation d'imperfection du marché du crédit et de forte incertitude, la décision de déscolarisation l'année suivante peut être un canal de sécurisation du risque. Ce choix est fait, si et seulement si, le ménage considère que le coût lié à l'absence de scolarisation est plus faible que la perte estimée du risque ou à une autre stratégie de gestion/prévention du risque.

En effet, en considérant un modèle basique d'investissement rationnel dans le capital humain, les individus cherchent à maximiser leurs rendements V(S) associés à un certain niveau d'éducation S. Ces rendements dépendent avant tout du salaire w(S) perçu après S années d'éducations. Cela est aussi modulé par différents coûts d'opportunités directs et indirects, notamment induits par les imperfections du marché du crédit et de l'assurance, qui ont un poids considérable dans le contexte des PED que nous ne développerons pas ici[7]. On a l'arbitrage simple d'investissement dans le capital éducatif suivant :

$$V(S) - V(0) = \int_s^{\infty} [w(S) - w(0)]e^{-rt}]dt - \int_0^S [f + w(0)]e^{-rt}]dt$$

Cela traduit les rendements espérés après S années d'éducation avec U(V(S)-V(0)) l'utilité associée. Notons, par ailleurs, -U(X) la perte d'utilité associée à une stratégie de prévention du risque qui ne consiste pas à retirer ses enfants de l'école, comme le recours à l'épargne, au crédit ou à l'assurance par exemple. Etant donné le très faible niveau de revenu des ménages, l'hypothèse selon laquelle aucune stratégie n'est adoptée pour faire face au choc de revenu (car la perte d'utilité engendrée par la stratégie de gestion/prévention du risque serait plus élevée que la perte d'utilité du risque en soit) n'est pas envisageable. En nous intéressant particulièrement à l'hypothèse 2 pour notre étude, nous avons :

-U(V(S)-V(0)) < -U(X)

La perte d'utilité qu'entraîne la déscolarisation des enfants est jugée moins importante que la perte d'utilité associée à toute autre stratégie de gestion/prévention du risque.

C'est notamment l'argument mis en avant par De Vreyer et al. (2012). Les auteurs montrent que[8] l'invasion de criquets a un impact significatif sur l'éducation des enfants dans les zones rurales. L'effet le plus important est sur l'éducation des enfants les plus jeunes, susceptibles de faire leur première entrée à l'école durant la période de l'invasion[9]. C'est notamment en raison de ces difficultés à répondre aux besoins nutritifs de tous que les filles sont plus impactées par l'arrêt de la poursuite de la scolarité[10] : la priorité est généralement donnée aux garçons. De Vreyer et al. mettent en avant le fait que l'occurrence d'un événement ravageur pour les récoltes tel que l'invasion de criquets exacerbe l'arbitrage de long terme entre revenu et éducation des enfants.

Dans le cadre de notre analyse nous réfléchissons à la façon dont, dans un contexte de forte incertitude et où l'aléa climatique est récurrent, l'éducation peut relever d'une stratégie d'assurance contre le risque à moyen terme[11]. On considère les ménages ayant subi un ou plusieurs chocs négatifs de revenu et ayant au moins un enfant mineur vivant au sein du foyer (i.e. entre 6 et 18 ans). On fait le choix d'écarter les enfants susceptibles de suivre des études supérieures pour se concentrer uniquement sur la période scolaire apportant le plus gros rendement (Mincer, 1974). Selon son équation, les premières années

[7] Basu (1999)
[8] Sources : Recensement de 1988 et utilisation de variables de contrôle géographiques pour identifier les villages touchés par l'invasion.
[9] Les ménages considèrent que la perte en capital humain liée au retrait de l'école est moindre pour un individu n'étant jamais allé à l'école que pour quelqu'un ayant entamé sa scolarité.
[10] La difficulté à accéder à suffisamment de calories journalières affecte les capacités cognitives des individus ce qui limite leurs capacités d'apprentissage.
[11] En l'absence de l'utilisation données de panel nous ne sommes pas en mesure de fournir des observations sur les décisions de long terme.

d'éducation ont un rendement significativement plus important que les suivantes[12]. On pourra observer si cette hypothèse influence le choix des ménages via deux groupes d'âge : 1) 6-11 ans ; 2) 12-18 ans.

3.3. Scolarisation et incertitude

Dans une situation de risques répétés combinés a une incertitude persistante quant au moment de leur occurrence et à la gravité de leur impact, les ménages averses au risque font des arbitrages intertemporels leur permettant de limiter l'impact de l'aléa sur leurs conditions de vie. Foster et Gehrke (2017) considèrent que le degré d'incertitude, auquel les ménages ruraux des PED doivent faire face, est un facteur aggravant le faible nombre d'années de scolarité moyen. L'investissement dans le capital humain se projette sur le long terme sans offrir parfaitement l'information sur ensemble des rendements espérés. Ainsi, il est probable que les ménages fassent des choix d'investissement moins risqués et rentables à court terme. Parfois, plus que le risque en lui-même c'est le risque estimé qui représente un coût sur l'éducation. Si le ménage considère qu'il pourrait avoir des difficultés à poursuivre l'investissement dans l'éducation des enfants en cas de chocs répétés, il peut préférer pallier cette éventualité en envisageant un retrait de l'école *a priori*. On est donc bien dans la stratégie que nous cherchons à identifier dans cette étude : en quoi la répétition des chocs peut-elle affecter les décisions d'investissement dans le capital humain ?

Les chocs économiques affectent les enfants qui doivent quitter l'école pour une activité productive et rémunératrice (Jacoby et Skoufias, 1997) ou bien parce que le coût de maintien des enfants à l'école devient trop coûteux pour le ménage (Skoufias et Parker, 2006). En considérant l'hypothèse de complémentarité des investissements dans l'éducation entre deux périodes et une utilité intertemporelle linéaire sur le stock final de capital humain, les auteurs mesurent le degré d'élasticité entre travail et éducation à la suite d'un choc. Les hypothèses reposent sur le fait qu'en situation de marché du crédit imparfait, les parents doivent trouver un moyen d'accroître leur revenu. Soit en travaillant plus eux-mêmes en transférant les responsabilités domestiques aux enfants, soit en diversifiant les sources de revenu via la présence des enfants sur le marché du travail. Beegle et al. (2003) font l'hypothèse d'une offre de travail des enfants élastique face aux chocs alors que l'offre de travail des adultes est inélastique. En effet, par suite du choc négatif de production les firmes ont besoin d'une main d'œuvre moins importante, or, le nombre d'adultes sur le marché du travail reste le même, ainsi leur taux de salaire diminue. S'ils n'ont aucune épargne de précaution et aucune possibilité d'emprunt leurs dépenses de subsistance sont limitées par une contrainte budgétaire qu'ils cherchent à assouplir en retirant les enfants de l'école pour le marché du travail. Ainsi, suite au choc, l'offre de travail des enfants augmente fortement ce qui réduit également leur taux de salaire[13]. On constate donc que les effets d'un choc de production agricole lié à des aléas climatiques peuvent être larges et ambigus. En effet, on pourrait également observer l'effet inverse avec une surproduction générant une baisse des prix des biens agricoles mais un besoin de main d'œuvre accrue générant une hausse du taux de salaire qui motiverait la sortie d'étude des enfants. Ainsi, même en présence d'effets négatifs sur le revenu, les chocs de production agricole liés à des aléas climatiques n'ont pas des effets prévisibles sur l'éducation.

3.4. Epargne, marché du crédit et de l'assurance

Dans les zones rurales des PED, les ménages sont souvent confrontés à des difficultés d'accès au marché du crédit et de l'assurance qui fait apparaître l'éducation comme une variable d'ajustement.

[12] Mincer (1958)

[13] Malgré le fait que les enfants entrés sur le marché du travail en t+1 sont supposés plus productifs que ceux entrés en t. En considérant des enfants ayant le même âge et le même niveau d'éducation en t. Une année d'école supplémentaire permet d'accumuler plus de capital humain, synonyme ordinairement de hausse de la productivité.

Dehajia et Gatti (2003)[14] parviennent à prouver la robustesse de la relation adverse entre accès au crédit et travail des enfants. C'est une hypothèse sur laquelle nous nous appuyons dans le cadre de cette analyse en considérant que la difficulté d'accès au crédit des ménages ruraux menace leur capacité à faire face aux chocs de revenu. Ainsi, le développement financier, ou son absence, est un facteur aggravant des difficultés d'accumulation du capital humain, notamment chez les ménages ruraux les plus pauvres (Krueger, 1996). L'étude des intentions de scolarisation l'année suivant le choc traduit le fait que la scolarisation des enfants (i.e. le travail des enfants) est utilisé comme contrepartie entre le revenu actuel et futur. Cependant, en préférant la stabilité du revenu actuel via le retrait des enfants de l'école, le ménage compromet ses chances d'obtenir un retour sur investissement positif en ce qui concerne l'éducation des enfants. En l'absence de marché du crédit complet, les ménages ont peu de leviers pour faire face aux chocs de revenu. Sans recours à un prêt permettant de lisser le revenu, il est souvent difficile de faire face aux chocs si certaines dépenses ne sont pas réduites, ou si le revenu n'est pas augmenté. Ainsi, dans le cadre de chocs idiosyncratiques et covariants ayant un impact sur la scolarité des enfants, il est essentiel de réfléchir à des politiques de protection sociale permettant de sécuriser la poursuite scolaire des enfants (Woldehanna, 2015). L'accès au marché du crédit peut en être un levier puisque le recours à l'emprunt permet de réduire la vulnérabilité des ménages face aux chocs et protègent les enfants d'un retrait de l'école.

IV. Données et stratégie d'identification

4.1. Données

Notre étude s'appuie sur les données de l'enquête socio-économique éthiopienne (ESS)[15]. Il s'agit d'un vaste projet de collecte de données sur un échantillon de plus de 5000 ménages, revu et augmenté entre 2011 et 2016. La collecte de données a été faite en 2011/2012, 2013/2014 et 2015/2016 respectivement. L'objectif est de fournir les données d'un panel de ménages représentatif de l'Ethiopie permettant une analyse des indicateurs de bien-être et des données socio-économiques. La première vague de collecte de données (ESS1) en 2011/12 ne comprenait que les zones rurales et les petites villes, puis l'échantillon a été élargi pour inclure toutes les zones urbaines lors de la deuxième (ESS2) et de la troisième vague (ESS3) de collecte de données. Les zones urbaines comprennent à la fois des petites et des grandes villes. Les ménages qui ont été interrogés dans l'ESS1 ont été suivis et réinterrogés dans l'ESS2 et l'ESS3. L'ESS est une étude de panel incluant la capitale Addis Abeba, et l'ensemble des Etats régionaux urbains et ruraux : 433 zones de dénombrement (ZD), dont 290 étaient rurales. Les ménages des différentes zones géographiques sont sélectionnés de façon aléatoire.

Nous limitons notre analyse aux zones rurales de l'enquête. Ce choix de retirer les zones urbaines de notre échantillon se justifie par le fait que les zones rurales et les zones urbaines ne présentent pas les mêmes caractéristiques en lien avec l'exposition aux chocs de revenus. D'une part, les zones rurales sont en moyenne plus exposées aux chocs exogènes (pluviométriques) que les zones urbaines[16] (Deaton, 1992; Morduch, 1995; Townsend, 1995; Alderman et Haque, 2007). Ainsi l'impact des chocs de revenu sur les décisions d'investissement dans le capital humain est potentiellement plus visible pour les zones rurales. D'autre part, les caractéristiques environnementales (exposition aux chocs de revenu) significativement différentes entre les zones urbaines et les zones rurales sont aussi corrélées avec

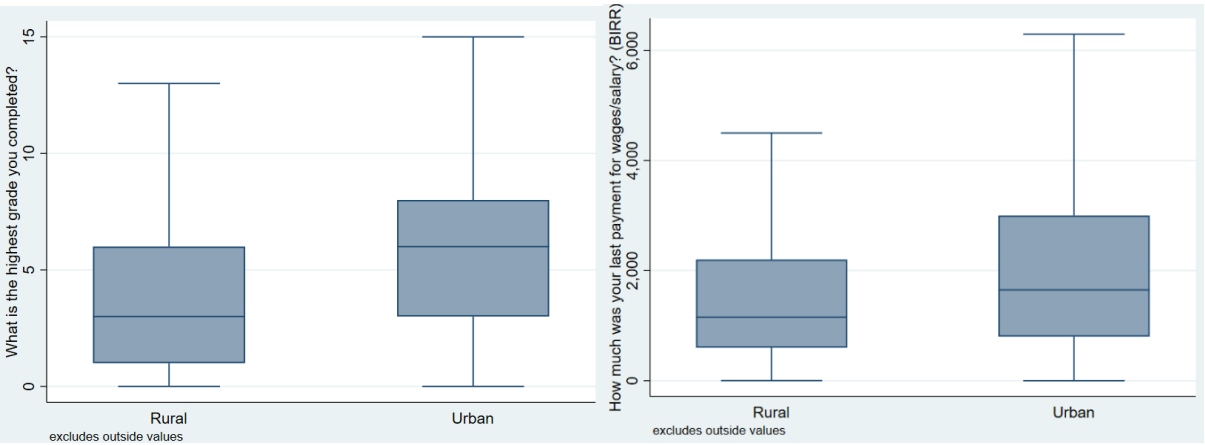
[14] Se référer à la section 2.3.

[15] Enquête qui résulte de la collaboration entre le World Bank Living Standard Measurement Study (LSMS) et l'Agence Centrale des statistiques d'Ethiopie (CSA).

[16] Annexe : le graphique 1 présente la prévalence des chocs pluviométriques en fonction de la zone géographique (milieu rural ou urbain).

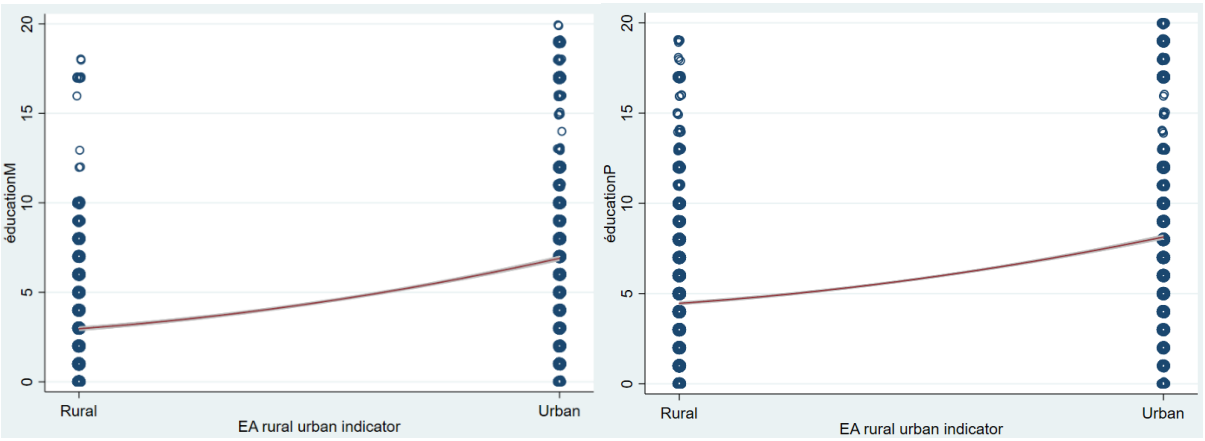
certaines caractéristiques des ménages qui ne sont pas indépendantes de leurs décisions d'investissement dans le capital humain. Plus précisément, les ménages résidant dans les zones urbaines, qui sont d'une part moins sujets aux chocs climatiques que ceux des zones rurales, possèdent en moyenne un revenu[17], une inclusion financière (crédit, assurance), un niveau d'éducation et un héritage éducatif plus importants que les ménages des zones rurales[18] leur permettant un accès facilité à diverses stratégies de lissage de la consommation.

Figure 2 : Différences moyennes de niveau éducatif et de revenu par régions



Nous constatons, sur la première figure, une différence significative de 2.7 années (99%) entre le plus haut niveau éducatif atteint entre les ménages situés en zone rurale (3.7 en moyenne) et ceux situés en zone urbaine (6.3 en moyenne). La deuxième figure nous permet de mettre en évidence la différence significative (90%) de salaire mensuel entre les ménages situés en zone rural (1678 BIRR en moyenne) et ceux situés en zone urbaine (2292 BIRR en moyenne). Les deux échantillons comportent plus de 10 000 répondants (10 841 et 10 567).

Figure 3 : Différences moyennes d'éducation des parents par régions



Les variables éducationM et éducationP représentent respectivement le niveau éducatif de la mère et du père. Nous pouvons, tout d'abord, relever le niveau éducatif moyen plus faible pour les femmes que pour les hommes. Par ailleurs, le premier graphique présente une différence significative (99%) et considérable de près de 4 années d'études entre le niveau éducatif moyen des mères situées dans zones rurales (3.9 années d'études) de celles situées dans les zones urbaines (6.9 années d'études), pour 4683 répondants. Le second graphique présente lui aussi une différence significative (99%) et considérable de 3.7 années d'études entre le niveau éducatif moyen des pères situés dans zones rurales (4.5 années d'études) de ceux situés dans les zones urbaines (8.2 années d'études), pour 7325 répondants.

[17] Cogneau et Jedwab (2008), ont indiqué un impact significatif du revenu parental sur la scolarisation.
[18] Annexe : la table 1 présente les différences d'autres observables entre les ménages ruraux et urbains.

Cet accès à un héritage éducatif plus important, aux ressources financières et à de plus hauts revenus est fortement corrélé avec les décisions d'investissement dans le capital humain des enfants[19]. En effet, lorsque les dépenses de subsistance des ménages ne sont pas limitées par les contraintes de revenu, ceux-ci privilégient plus aisément l'accès à l'éducation des enfants. Par ailleurs, la troisième vague de collecte de données mentionne une attrition de 15% dans les zones urbaines liée à la difficulté à retrouver les ménages interrogés précédemment. Un élément problématique si l'on souhaite, par la suite, exploiter les données longitudinales. La restriction de l'échantillon permet de conforter la validité interne de notre analyse mais réduit la validité externe de celle-ci pour les mêmes raisons.

L'échantillon sélectionné a donc des caractéristiques spécifiques telles que les ménages choisis sont plus exposés et plus sensibles aux chocs de revenu. C'est un choix que nous assumons. Tout d'abord car il nous semble plus intéressant, étant donné notre estimation, de nous focaliser sur les zones rurales qui présentent à la fois une plus forte exposition aux chocs de revenu que les zones urbaines et des difficultés d'accès au crédit et à l'assurance. Mais aussi parce qu'il est possible de corriger ce problème de validité externe, comme nous le décrivons dans notre modèle[20].

L'échantillon de l'étude est circonscrit aux 20 279 habitants des zones rurales qui représentent par ailleurs 72,5% des individus enquêtés. Nous conservons un échantillon dont les caractéristiques des ménages ne sont significativement pas différentes au regard de notre variable expliquée. Pour cet échantillon, notre variable expliquée "*Do you plan to attend school next year ?*", qui traduit la décision d'investissement dans le capital humain, semble répartie de manière homogène le long de sa distribution. Cela est encourageant pour la suite de notre analyse puisque notre sélection d'échantillonnage n'a, à première vue, pas d'impact significatif sur la variable d'intérêt au sein de notre échantillon. En effet, 46,2 % des individus planifient d'aller à l'école l'année prochaine et 53,8 % ne prévoient pas de le faire, pour un total de 14 645 répondants.[21]Nous limitons l'échantillon aux jeunes âgés de 6 à 18 ans, inscrits à l'école et vivant dans des ménages ruraux dont au moins un membre a des revenus du travail positifs. C'est cette classe d'âge qui risque d'être confrontée à un effet négatif (ou positif) du choc de revenu sur leur inscription à l'école.

4.2. Stratégie d'identification

Nous identifions comme variable explicative l'exposition à un ou plusieurs chocs climatiques ayant affecté le revenu des ménages pour la période t. Le choix de cette variable explicative permet de considérer le choc comme étant exogène. L'hypothèse d'exogénéité est validée puisque nous mobilisons l'hypothèse forte de chocs indépendants et aléatoirement distribués au sein de notre échantillon. Les ménages sujets au(x) choc(s) et les ménages non-sujets au(x) choc(s) ne diffèrent pas par la distribution des caractéristiques individuelles observables qui affectent vraisemblablement l'exposition ou non au(x) choc(s) de revenu. L'indépendance entre les variables (Y_0, Y_1) et l'affectation au traitement T est validée. Ainsi, la propriété d'indépendance entre les résultats latents et l'affectation au traitement est vérifiée : $Y_0 \perp T$. Autrement dit, les résultats ne dépendent pas de l'affectation au traitement, défini ici par l'exposition à un ou plusieurs chocs. Le choc climatique à l'instar de la pluviométrie valide ce caractère exogène. Cette hypothèse vérifiée de chocs exogènes n'aurait pas pu être avancée pour tout type de choc : chômage, maladie, etc. Un des enjeux de notre approche est de réussir à traiter de l'endogénéité du choc de revenu. Via l'identification d'une expérience dite "naturelle", on s'assure que le changement n'est pas l'aboutissement de la situation précédente et qu'il n'est pas corrélé avec d'autres variables qui pourraient expliquer la décision d'investissement en capital humain en période t pour la période t+1. Nous nous attendons à ce que l'occurrence des chocs de revenu

[19] Se référer aux sections 2.1. et 2.2.
[20] Se référer à la section 5.
[21] Annexe : la table 2 et la figure 4 présentent les statistiques descriptives des réponses par région et au total.

exogènes[22] ait un impact négatif sur les décisions d'investissement dans le capital humain. L'intuition pourrait tout aussi bien être l'inverse, les ménagent seraient plus enclins à investir dans le capital humain de leurs enfants s'ils ont subi de nombreux chocs négatifs de revenu. Le mécanisme sous-jacent pourrait être que si l'enfant fait des études il aura plus de chance d'avoir un travail non-agricole, garantissant une meilleure rémunération et une moins forte exposition à des chocs de revenu non anticipés. En nous référant à la littérature économique[23], cette intuition n'est pas retenue. Elle repose par ailleurs sur une hypothèse trop forte qui suppose que le ménage est en pleine connaissance des bénéfices à long terme de la scolarisation, ce qui n'est pas évident en milieu rural en Ethiopie.

Nous prenons en compte le caractère hétérogène de la composition des ménages au regard de notre variable explicative cependant nous n'observons pas de différences significatives, en moyenne, pour les ménages ayant subi un ou plusieurs chocs et les ménages n'ayant pas subi de choc (t-test et significativité du khi-deux).[24] Au sein de notre échantillon, ce ne sont pas les caractéristiques individuelles qui définissent le fait d'être sujet à un choc ou non, ce qui nous permet de définir hypothétiquement nos deux groupes. Encore une fois, nous avons $\Delta ATE = \Delta ATT = E(Y \mid T=1) - E(Y \mid T=0)$, l'espérance de résultat sachant qu'on a subi un ou plusieurs chocs moins l'espérance de résultat sachant qu'on n'a subi aucun choc. Cela nous permet alors simplement d'estimer la différence des moyennes des variables de résultat observées dans le groupe hypothétique des individus traités et dans le groupe hypothétique des individus non traités. Si cette condition n'était pas satisfaite, alors l'estimateur naturel formé par la différence des moyennes des variables de résultat aurait été affecté d'un biais de sélection : $E(Y \mid T=1) - E(Y \mid T=0)$

$= E(Y_1 \mid T=1) - E(Y_0 \mid T=0)$

$= E(Y_1 \mid T=1) - E(Y_0 \mid T=1) + E(Y_0 \mid T=1) - E(Y_0 \mid T=0)$

$= \Delta ATT + BATT$

Le biais de sélection est le terme $BATT = E(Y_0 \mid T=1) - E(Y_0 \mid T=0)$ et traduit le fait que la situation moyenne des individus qui ont subi un ou plusieurs chocs n'aurait pas été la même en l'absence de ce(s) choc(s) que celle des individus n'ayant pas subi de choc. Il en serait ainsi si ces deux populations n'étaient pas identiques. Effectivement, un des éléments qui aurait pu remettre en cause la validité de notre stratégie d'identification est l'hypothèse d'endogénéité du choc, malgré son caractère naturel. Les ménages des zones rurales les plus riches, qui investissent de manière plus importante dans le capital éducatif de leurs enfants, pourraient résider dans des zones plus ou moins exposées aux chocs. Soit les ménages avec le plus de revenus possèdent de grandes parcelles et sont ainsi plus vulnérables (en proportion) aux chocs pluviométriques. Soit les ménages avec le plus de revenus vivent dans les zones les moins sujettes aux chocs pluviométriques. Nous écartons théoriquement et empiriquement cette hypothèse d'endogénéité du choc[25].

L'exogénéité du choc et la similitude moyenne entre nos deux groupes hypothétiques, à savoir les ménages qui ont subi un ou plusieurs chocs négatifs de revenu et ceux qui n'en ont pas subi, sont renforcées par le choix de la variable d'intérêt et la temporalité de l'analyse. En effet, la variable expliquée, qui se matérialise par la question "*Do you plan to attend school next year ?*", est posée uniquement aux ménages dont l'enfant est scolarisé à la période t. Une réponse négative traduit ainsi une déscolarisation puisque notre échantillon traite des ménages dont les enfants vont déjà à l'école à la période t. Nous nous assurons donc qu'aucune caractéristique des ménages, autre que l'exposition au(x) choc(s), n'influe sur leur décision d'investir dans le capital humain pour la période t+1. Si tel avait

[22] Annexe : le graphique 2 décrit les chocs sélectionnés comme définis dans notre analyse et leur prévalence.
[23] Se référer à la section 2.4.
[24] Annexe : la table 3 présente les statistiques descriptives des caractéristiques observables entre nos deux groupes.
[25] Annexe : la table 4 présente les ttests des chocs en fonction du rapport à la terre : propriétaire terrien ou autre.

été le cas la déscolarisation aurait pu être observée dès la période t. Ainsi, les ménages de l'échantillon, qui constituent le groupe ayant subi un ou plusieurs chocs et le groupe n'ayant subi aucun choc, possèdent des caractéristiques qui sont en moyenne identiques au regard de leur stratégie d'investissement dans le capital éducatif de leurs enfants puisqu'ils ont tous choisi de scolariser leurs enfants, au moins jusqu'à la période t. L'hétérogénéité au sein des groupes contrôle et traitement, donc de l'échantillon, est potentiellement forte mais en moyenne identique entre les groupes (ayant subi le(s) choc(s) ou non). Cet argument tient au fait que la variable expliquée soit conditionnelle à la scolarisation des enfants à la période t. Grâce à cette stratégie, nous pouvons aussi éliminer une éventuelle causalité inverse. Outre le fait que le choc soit exogène, nous étudions l'impact de l'exposition à ces chocs en année t sur la décision d'investissement dans le capital éducatif en t+1, ce qui limite la possibilité d'une causalité inverse entre la variable indépendante (explicative) et la variable dépendante (expliquée).

4.3. Discussions

Dans cette section, nous discutons de ce que nous aurions pu faire pour aller plus loin, des autres spécifications qu'il aurait été possible de mettre en place et des limites de notre analyse.

Tout d'abord, étant donné que notre échantillon se compose uniquement des zones rurales, la validité externe de notre analyse peut facilement être remise en cause. Nous pourrions procéder à une pondération de l'échantillon en fonction de sa représentativité dans la population globale, ici la population éthiopienne, pour renforcer la validité externe des résultats.

Par ailleurs, l'échantillon est uniquement composé de ménages dont les enfants vont à l'école, ce qui est cohérent avec l'étude de l'impact d'un choc de revenu sur la déscolarisation puisque nous ne pouvons définir notre échantillon différemment. Nous pouvons néanmoins supposer que les ménages sélectionnés possèdent des caractéristiques particulières du fait de leur choix passé de scolariser leur(s) enfant(s) parmi l'ensemble des ménages ruraux en Ethiopie. Ils peuvent, par exemple, avoir un niveau de pauvreté en moyenne moins important que l'ensemble des ménages ruraux ce qui leur a permis d'investir *a priori* dans le capital humain de leurs enfants. Pour pallier ce biais lié à l'absence de sélection aléatoire, il est possible de procéder à une correction d'Heckman[26]. D'un point de vue conceptuel, on y parvient en modélisant explicitement la probabilité d'échantillonnage individuelle de chaque observation (l'équation dite de sélection) ainsi que l'espérance conditionnelle de la variable dépendante (l'équation dite de résultat).

La similitude entre les deux groupes hypothétiques, les ménages qui ont subi un ou plusieurs chocs et les ménages qui n'en ont pas subi, semble robuste. Par ailleurs, il aurait été possible de comparer ces deux groupes, non pas au sein du même village, mais entre les différents villages. Cela aurait permis de tenir compte des différences d'observables éventuelles entre les deux groupes dans différents villages.

V. Cadre conceptuel et spécification empirique

5.1. Cadre théorique : Choc, revenu et scolarisation

Le cadre théorique développé ici et qui constitue le point de départ de notre stratégie d'estimation est entièrement calqué sur celui de Kinda (2020), lui-même inspiré de Sawada (2003). Nous l'appliquons au cas de l'Ethiopie. Il s'agit d'une version du modèle de Levhari et Weiss (1974) et du modèle d'investissement dans l'éducation en situation risquée de Jacoby et Skoufias (1997).

5.1.1 Investissement dans l'éducation en environnement risqué

Bien que ce ne soit pas l'objectif de cet essai, nous prenons théoriquement en considération l'existence de plusieurs enfants au sein d'un ménage afin de tenir compte des arbitrages entre les enfants

[26] JJ. Heckman (1974), "Sample Selection Bias as a Specification Error"

d'un même ménage lors de l'allocation des ressources pour leur éducation. Nous considérons un ménage constitué de *M* enfants durant *T* périodes. Les décisions de consommation et de scolarisation sont considérées comme étant prises par les parents en maximisant l'utilité agrégée et espérée du cycle de vie du ménage. Ces décisions de consommation et d'investissement dans l'éducation sont essentiellement influencées en Ethiopie par le revenu, le risque, et les imperfections de marché. Dans un tel cadre, le problème d'accumulation du capital humain en Ethiopie peut s'écrire comme une décision d'investissement dans l'éducation en environnement risqué et en présence de contraintes de crédit et peut être représenté comme suit :

$$\underset{\{C_t, S_{it}\}}{Max}\, E_t\left[\sum_{k=0}^{T-1}\beta^k U(C_{t+k}) + \beta^{T+1} W(H_{T+1}, A_{T+1})\right] \quad (1)$$

$$s.c\ A_{t+1} = \left[A_t + Y_P^P + Y_{Pt}^T + \sum_{i=1}^{M} Y_{Cit}(1 - S_{it}) - C_t\right](1 + r_t) \quad (2)$$

$$H_{t+1} - H_t = \sum_{i=1}^{M}\left[f(S_{it}, CH_{it}, FEM_{i,} q_i) + e_{it}\right] \quad (3)$$

$$A_t + Y_P^P + Y_{Pt}^T + \sum_{i=1}^{M}(1 - S_{it})Y_{Cit} + B \geq C_t \quad (4)$$

$$Y_P^P = Y_P^P(H^P).\ B \geq 0, et\ A_t \geq 0, pour\ A_0\ et\ H_0\ données.$$

Nous reprenons la démarche développée par Kinda (2020) pour notre cadre conceptuel. Avec U, une fonction d'utilité concave, β un facteur d'escompte et E_t l'espérance intertemporelle. La valeur des bien légués A_{t+1} et la valeur résiduelle du stock final de capital humain de l'enfant H_{t+1} sont également donnés à partir d'une fonction concave W. L'équation (1) du modèle illustre le fait qu'un ménage décide de sa consommation C et du temps de scolarisation S_i de l'enfant i de manière à maximiser son utilité d'espérance agrégée. La contrainte budgétaire intertemporelle du ménage est donnée par l'équation (2) avec r représentant le taux d'intérêt de l'épargne. Cette contrainte indique que les ressources futures d'un ménage sont composées à chaque période, de la valeur des biens du ménage At, du revenu des parents et du revenu issu du travail des enfants $YC_{it}(1\text{-}S_{it})$ avec S_{it} le temps passé à l'école pour l'enfant i au temps t, dont le total est normalisé à un. Le revenu des parents a une composante permanente YP qui dépend de leur niveau d'éducation HP et une composante transitoire Y^T. Lorsque le ménage prend une décision sur la consommation et la scolarisation en t, le revenu transitoire en t+1 n'est pas déterminé et est supposé stochastique. Le comportement d'un ménage qui minimise la variation du revenu transitoire YT est caractérisé de stratégie de prévention du risque, qui représente les actions *ex ante* du ménage dans le but de lisser sa consommation. On distingue également les stratégies de gestion du risque, qui caractérisent les actions ex-post du ménage en réponse à une variation transitoire du revenu Y^t. Dans cette étude, nous nous appuyons dans un premier temps sur le modèle de base de Kinda (2020) qui est utile pour comprendre les stratégies de gestion du risque, afin d'analyser le lien entre les chocs de revenu et une stratégie de prévention du risque.

L'équation (3) qui représente l'accumulation de capital humain dans le ménage est composée de la fonction de production du capital humain f d'un enfant i, qui dépend de ses années de scolarisation S_{it}, des caractéristiques de l'enfant CH_{it}, de l'accessibilité et de la qualité des écoles q_{it} et d'un indicateur de genre FEM_i, égal à un si l'enfant est une fille et zéro sinon. e_{it} est un aléa identiquement, indépendamment distribué et de moyenne nulle. L'équation (4) représente la contrainte de crédit dans laquelle B est le montant maximum de crédit disponible pour le ménage. Si B est suffisamment grand alors la contrainte de crédit n'est pas saturée et la solution optimale est identique à celle de parfaite disponibilité du crédit. Cependant, en nous appuyant sur la littérature économique ainsi que sur nos

données[27], nous considérons que dans notre contexte d'étude du milieu rural en Ethiopie, il est judicieux d'adopter un modèle qui intègre les imperfections du marché de crédit et/ou de l'assurance.

5.1.2 Imperfections du marché du crédit

Dans des situations d'imperfections du marché du crédit et/ou de l'assurance, la contrainte de crédit est dite saturée. La séparabilité entre les décisions de consommation et d'investissement dans l'éducation[28] ne tient plus, c'est aussi le cas pour les décisions de scolarisation des différents enfants du ménage. La contrainte de crédit est dite saturée lorsque le ménage ne peut pas emprunter et épargner sans contrainte ou lorsqu'il n'existe aucune structure pour le faire. La rentabilité de l'investissement dans l'éducation d'un enfant devient un taux d'intérêt implicite endogène donné par le taux marginal de substitution (Kinda, 2020).

Avec cette non-séparabilité, la forme réduite de l'équation de la décision de scolarisation d'un enfant peut être représentée par l'équation suivante :

$$S_{it} = S^c(Y_P^P Y_{Pt}^T + \sum_{j \neq i} Y_{Cjt}(1 - S_{jt}^*), CH_{it}, FEM_i, q_i, r_t, B, S_{it-1}) \qquad (5')$$

Encore une fois, nous reprenons le cadre conceptuel et les interprétations développés par Kinda (2020) pour comprendre les stratégies de gestion du risque. YT_{Pt} est le revenu transitoire des parents en t et S^*_{jt} la décision de scolarisation des autres enfants (pour tout j différent de i). On observe donc une dépendance entre la scolarisation d'un enfant, le revenu transitoire, la scolarisation des autres enfants du ménage et les autres facteurs caractérisant l'enfant ou l'environnement dans lequel il évolue. L'équation (5') du modèle théorique sert de base pour l'estimation économétrique du choix de scolarisation des enfants. L'estimation du choc de revenu sur le revenu du ménage permet par la suite de développer un modèle paramétrique d'évaluation du choc de revenu en période t sur la décision de déscolarisation des enfants en t+1.

5.1.3 Choc et revenu des ménages

L'estimation du choc de revenu sur le revenu des ménages consiste en une décomposition du revenu en revenu transitoire (RevT) et en revenu permanent. Kinda (2020) définit conceptuellement, à un instant t, le revenu du ménage comme : $Y_t = y^p_t + Y^T_t$ avec E(YT)=0, Y_t le revenu total du ménage, Y_tP son revenu permanent et Y_tT son revenu transitoire. Pour cette décomposition l'approche utilisée est celle de Paxson (1992), Kazianga et Udry (2006) qui est basée sur la régression suivante :

$$Ln(Y_{hvt}) = \lambda_h + \beta_1 X^P_{vht} + \beta_2 X^T_{vt} + \lambda_t + \varepsilon_{hvt} \qquad (6)$$

Nous reprenons ici aussi intégralement la modélisation et l'interprétation de Kinda (2020) pour poser les bases nécessaires à la compréhension de notre analyse et de l'estimation de notre modèle. Y_{hvt} est le revenu du ménage h issu du village v au temps t, λ_h un effet fixe ménage et XP_{vht} un ensemble de variables renseignant sur la structure démographique du ménage. X^T_{vt} contient la déviation de la pluviométrie. λ_t est un effet fixe temporel et epsilon $_{hvt}$ le terme d'erreur. Étant donné la forte dépendance de l'économie à l'activité agricole dans les zones rurales de l'Ethiopie, la variation de la pluviométrie est un bon indicateur des changements de revenu transitoires.

5.2. Modèle de décision d'investissement dans le capital humain

La littérature existante a contribué à montrer l'impact négatif des chocs de revenu sur la scolarisation des enfants. L'effet négatif des chocs de revenu sur la scolarisation des enfants n'étant, par ailleurs, pas dus aux coûts directs de l'éducation. Cette relation pourrait s'expliquer par les coûts indirects de l'éducation (coûts d'opportunités) qui représentent par exemple le revenu potentiel issu du

[27] Annexe : la figure 5 présente le pourcentage de ménages ruraux ayant accès aux outils financiers.
[28] Becker et Tomes (1986) ; Jacoby et Skoufias (1997)

travail des enfants, dans un contexte d'imperfection du marché du crédit et de l'assurance. La contribution de notre analyse consiste à comprendre la décision d'investissement dans le capital humain et les canaux par lesquels les ménages modifient cette décision. Notre analyse ne s'attarde pas sur la stratégie de gestion du risque qui consiste à retirer son enfant de l'école pour lisser sa consommation à la suite d'un choc de revenu. Nous considérons que la décision de retirer les enfants de l'école peut s'avérer être une stratégie de prévention du risque. En effet, nous observons un choc de revenu subi par le ménage à la période t et son impact hypothétique sur la scolarisation non pas en t mais en t+1.

Nous étudions la modification des incitations à investir dans le capital éducatif (année t+1) suite au(x) choc(s) de revenu que les ménages ont subi (t). Cela se traduit par :

$$\mathbf{a_{ijt+1} = \alpha + \beta 1 shock_{ijt} + \beta 2 X_{ijt} + \beta 3 DEM_{it+1} + \beta 4 FX_{jt} + \varepsilon_{ijt}} \quad (7)$$

Avec, a_{ijt+1}, la variable expliquée correspondant aux intentions d'investissements dans l'éducation du ménage j pour l'enfant i pour la période t+1. Nous avons, i l'individu, j le ménage, t l'année d'observation du choc et des variables explicatives, t + 1 l'année de décision d'investissement dans le capital humain de l'enfant. La variable traduisant le(s) choc(s) de revenu en année t de l'individu i du ménage j : $shock_{ijt}$. ε est le terme d'erreur sous l'hypothèse nulle et de variance σ^2. DEM_{it} est une matrice des caractéristiques démographiques de l'individu, nous prenons en considération l'âge, le sexe le lien parental avec le chef du ménage, le statut matrimonial, le niveau éducatif et plus particulièrement le dernier diplôme atteint pour savoir s'il s'agit d'une année de passage de seuil ou non. La variable FX_{jt} correspond également à une matrice qui tient compte des effets fixes ménages et temporels. Nous intégrons l'accessibilité à l'école (transport et temps), les conditions du marché du travail (salaire), la disponibilité du crédit/épargne, le contexte politique (conflit, nouvelle loi éducative et présence d'une ONG), ainsi que les caractéristiques spécifiques du ménage auquel l'enfant appartient (niveau éducatif des parents, consommation mensuelle, etc). Nous contrôlons les effets d'écoles (payantes, structure, qualité, etc) par des effets fixes au niveau des villages. Nous introduisons des dummies en fonction du statut foncier du ménage (propriétaire, locataire, libre de loyer). Enfin, nous tenons compte des variables sur l'allocation intra-ménage des ressources pour l'investissement dans l'éducation des enfants telles que le nombre de frères et sœurs allant à l'école ou pas. X = (x1, ..., xk), comme vecteur de contrôle des variables explicatives.

La variable dépendante « *Do you plan to attend school next year ?* », qui détermine la décision d'investissement dans le capital humain (a_{ijt+1}) prend la valeur 0 si l'intention est de scolariser l'enfant et 1 sinon. La variable explicative du choc de revenu est directement liée à Y^T_{hvt} qui est le revenu transitoire du ménage auquel un enfant appartient. Le cadre conceptuel développé auparavant nous permet de comprendre le lien entre le choc exogène et le revenu des ménages. D'après les éléments avancés, nous aurions pu prendre comme variable explicative le revenu transitoire du ménage Y^T_{hvt} qui traduit, étant donné l'économie agricole de notre zone d'étude, l'impact du choc sur le revenu du ménage.

L'observation d'expérience naturelle définie par un choc de revenu est particulièrement intéressante dans notre analyse car elle nous assure l'exogénéité de notre variable. En effet, l'enjeu de notre approche réside dans le traitement de l'endogénéité du choc de revenu. Or, il traduit ici un réel changement exogène puisqu'il s'agit d'un choc pluviométrique (expérience naturelle) qui n'est pas l'aboutissement d'une situation précédente. Il n'existe aucune ou peu de corrélation entre ce type de choc et d'autres variables endogènes. Nous limitons d'ailleurs la définition du choc exogène aux chocs suivants[29] qui composent ainsi notre variable explicative.

Certaines précisions concernant les variables explicatives et leurs relations s'imposent. Tout d'abord, il est peu probable d'être en présence de variables omises étant donné que nous contrôlons à la fois pour les observables des ménages et pour d'éventuelles inobservables avec des effets fixes par villages. Il nous semble nécessaire de séparer l'âge du niveau de diplôme dans un contexte où l'absentéisme, la déscolarisation et la structure éducative entraînent des différences d'âges importantes pour des individus d'une même classe ou préparant un même diplôme. Les coûts directs de l'école (frais d'inscription, etc)

[29] Cf. Annexes (graphique 2).

ne semblent pas être un facteur important de décision d'investissement dans le capital humain (contrairement aux coûts d'opportunités) étant donné que l'école est gratuite, mais nous contrôlons tout de même en fonction de la structure (publique, privée) et des caractéristiques de l'école (qualité, etc). Nous contrôlons avec des effets fixes temporels car les politiques éducatives peuvent changer d'une année sur l'autre, tout comme les conditions du marché. Par exemple, des changements de salaire sur le marché agricole, notamment en période de choc pluviométrique, sont plausibles. Enfin, nous contrôlons l'effet potentiel du choc de revenu sur d'autres variables, définies elles aussi comme des chocs, par exemple les maladies ou le manque de nutrition.

Nous incorporons de manière incrémentale chacune des variables explicatives (de contrôle) pour être attentif à tout biais d'endogénéité. Pour comparer les tailles d'effets/des coefficients, il faudrait que les variables soient exprimées dans une même unité. Nous transformons donc les variables (centrées réduites) pour permettre de comparer les tailles d'effets en termes de variation d'écart-type. Les coefficients standardisés permettront d'évaluer le poids de l'exposition aux chocs de revenu entraînant une déscolarisation sur notre variable expliquée, par rapport aux autres variables explicatives. Nous faisons le choix d'utiliser un modèle de régression linéaire généralisée de forme binomiale. Notre modèle PROBIT est de la forme y=1 si y*>0 et 0 sinon. Étant donné la binarité de la solution de prévention face au risque : 1 si intention de retrait de l'école (t+1), 0 si intention de retourner à l'école l'année suivante (t+1). ε suit une loi normale et βjφ (xiβ). La fonction de répartition de l'erreur suit une loi de type normale (Modèle PROBIT = Fonction de densité cumulée normale). Par ailleurs, la liaison entre *a* et *shock* n'est pas linéaire. On considère une fonction de forme convexe : la dérivée seconde de la droite qui représente $shock_{ijt}$ est positive. L'intuition est la suivante : l'effet d'un premier choc est moins important sur notre variable dépendante que les suivants. Cela nous semble vrai en ce qui concerne l'impact direct, la probabilité de pouvoir recourir à d'autres stratégies de gestion du risque telles que le crédit, l'épargne, etc est plus grande lorsque le ménage subit un seul choc. Cela nous semble aussi le cas en ce qui concerne l'impact indirect, l'effet psychologique potentiel en réponse à l'expérience de l'individu s'inscrit plus profondément lorsque l'individu/ménage est sujet à des chocs répétés[30]. Ainsi, les chocs de revenu peuvent influencer les stratégies de prévention du risque des ménages avec des effets négatifs marginaux croissants.

5.3. Mécanismes psychologiques

Les coûts indirects de l'éducation, à la suite du choc de revenu, peuvent expliquer la déscolarisation de l'enfant à court terme et correspondre à une stratégie de gestion du risque cependant cela ne suffit pas à expliquer les stratégies de prévention du risque en t+1. Notre intuition est que les décisions des ménages reposent, en partie, sur l'expérience vécue[31] et que les chocs de revenu subis par le passé (à la période t par exemple), qu'ils aient entraîné ou non une déscolarisation de l'enfant, ont un impact psychologique qui modifie les décisions d'investissement dans le capital humain en t+1.

La pauvreté provoque un stress et des états affectifs négatifs qui, à leur tour, peuvent conduire à des prises de décision à courte vue et peu enclines au risque, éventuellement en limitant l'attention et en favorisant des comportements habituels au détriment de ceux qui sont orientés vers un objectif (Haushofer et Fehr, 2015). Ces relations peuvent constituer une boucle de rétroaction qui contribue à la perpétuation de la pauvreté. La pauvreté peut, en particulier, diminuer la volonté de prendre des risques et de renoncer à ses revenus actuels au profit de revenus futurs plus élevés. Cela peut se manifester par une faible volonté d'investir dans des résultats à long terme tels que l'éducation.

La pauvreté se caractérise non seulement par des revenus insuffisants, mais aussi par l'exposition à certaines caractéristiques environnementales comme une forte incertitude de revenu, un contexte à risque (chocs de revenu) et un faible accès aux marchés financiers. Les ménages pauvres sont plus réticents au risque et plus susceptibles d'actualiser les bénéfices futurs que les personnes plus riches. Une richesse plus faible permet de prévoir des taux d'actualisation (mesurés par le comportement)

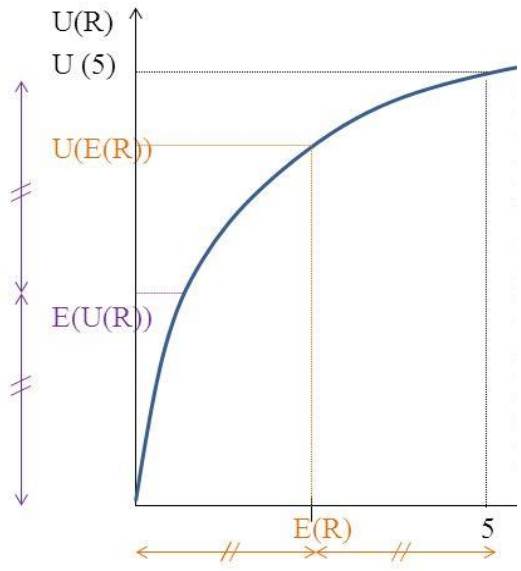
[30] Haushofer et Fehr (2015)

[31] Mani et Mullainathan (2013), Haushofer et Fehr (2015)

sensiblement plus élevés (Mani, Mullainathan et Shafir, 2013). Ainsi, les ménages les plus pauvres sont plus susceptibles de choisir des récompenses monétaires plus petites et plus précoces plutôt que des récompenses plus importantes et différées (Pang et Gong, 2018).

Comme nous avons pu le voir[32], la pluviométrie est, dans notre contexte, en corrélation significative avec le revenu. Les chocs négatifs sur les revenus sont une caractéristique omniprésente dans la vie des populations pauvres, et elles sont particulièrement vulnérables à ces chocs en raison de leur accès limité aux marchés du crédit. Les sujets qui ont subi un choc de revenu négatif peuvent présenter un comportement économique plus biaisé que ceux qui n'ont pas été affectés par le choc (Shah, Mullainathan et Shafir, 2012). Les personnes pauvres sont souvent confrontées à des risques "de fond" non assurables et non diversifiables tels que les mauvaises récoltes. Ainsi, la théorie économique et les preuves empiriques suggèrent que les ménages pauvres peuvent être moins disposés à prendre des risques et à renoncer à leur revenu actuel pour des revenus futurs plus importants, même si leurs préférences intrinsèques en matière de temps et de risque ne sont pas nécessairement différentes de celles des ménages plus riches (Haushofer et Fehr, 2015). L'existence de contraintes de crédit sévères et de risques de fond non assurables implique que les pauvres sont particulièrement vulnérables aux chocs sur les revenus, c'est-à-dire qu'ils sont moins à même d'exercer un contrôle sur leurs conditions de vie. Les chocs négatifs sur les revenus - une caractéristique omniprésente et importante de la pauvreté - semblent ainsi augmenter la prise en compte du temps, facteur déterminant dans les décisions d'investissement dans le capital éducatif, qui consiste en un investissement à long terme. Comme nous l'avons vu plus haut, cela entraîne un stress et des états affectifs négatifs tels que le malheur et l'anxiété, et cela soulève la question de savoir si ces états exercent un effet indépendant sur la prise de décision (Haushofer et Shapiro, 2013). La peur et le stress provoquent des niveaux plus élevés d'aversion au risque[33].

L'intuition dans cette étude est que l'exposition aux chocs de revenu, qui constitue une caractéristique essentielle de la vie des ménages pauvres, entraîne directement ou indirectement, du fait de ce niveau de pauvreté, un faible investissement dans le capital éducatif des enfants qui se traduit par une déscolarisation en année t+1. Nous avons vu que les décisions de scolarisation sont considérées comme étant prises par les ménages en cherchant à maximiser leur utilité dans un environnement par ailleurs risqué. Nous pouvons considérer l'aversion au risque aussi bien à travers l'expérience de l'individu qu'à travers sa fonction d'utilité et d'après notre intuition, l'exposition aux chocs de revenu aurait donc une incidence sur le niveau d'aversion au risque des ménages. D'après la première loi de Gossen[34], nous pouvons définir la fonction générique d'utilité des ménages de la forme suivante :



E(U(R)) représente l'espérance d'utilité des revenus et U(E(R)) l'utilité espérée des revenus ; Avec U(R) en ordonnées et R en abscisses. La fonction d'utilité des revenus est ainsi définie par sa concavité du fait de l'utilité marginale décroissante[35]. Le ménage averse au risque préférera les résultats avec une faible incertitude à ceux avec une incertitude élevée, même si le résultat moyen de ces derniers est égal ou supérieur en valeur monétaire au résultat plus certain, car la perte d'utilité est plus importante que la perte de revenu associée. On dit qu'un agent A est plus averse au risque qu'un agent B si pour toute loterie, l'Equivalent Certain de cette loterie pour A est inférieur à l'Equivalent Certain de cette même loterie pour B. Cela signifie en d'autres termes que la fonction d'utilité de l'agent A est plus concave que celle de l'agent B. Nous nous appuyons sur ce cadre théorique pour traduire notre intuition dans

[32] Se référer à la section 5.1.3.
[33] Yerkes RM, Dodson JD, (1908) "The relation of strength of stimulus to rapidity of habit-formation".
[34] Gossen (1854)
[35] Morgenstern et Von Neumann (1944)

le cadre de notre analyse. Tout d'abord, l'investissement dans l'éducation des enfants représente un choix, perçu par les ménages, plus risqué que le travail des enfants parce que les rendements de l'éducation[36] sont accessibles à long terme tandis que les revenus issus du travail des enfants représentent des retours sur investissement à court terme. Cela permet de fournir une des explications à la différence de niveau d'investissement dans l'éducation entre les zones fortement touchées par la pauvreté et les zones peu affectées par la pauvreté. Ce n'est ici pas ce que nous cherchons à analyser. Nous souhaitons démontrer que la forte prévalence des chocs de revenu ou le ressenti de la forte prévalence des chocs de revenu entraîne une modification de l'aversion au risque des ménages. Ainsi, les chocs de revenu agiraient positivement sur l'aversion au risque des ménages (plus les ménages sont sujets aux chocs et plus ils deviennent averses au risque) en accentuant la concavité de leur fonction d'utilité, en lien avec l'expérience vécue par la perte de revenu qu'ont/a entraîné(s) le(s) choc(s) de revenu. De cette manière, en définissant l'aversion au risque du ménage j=0 non touché par un ou plusieurs chocs de revenu par : $-U_0''(R)/U'(R)$ et l'aversion au risque du ménage j=1 touché par un ou plusieurs chocs de revenu par : $-U_1''(R)/U'(R)$, notre intuition se traduit par :

$$\mathbf{-U_0''(R)/U'(R) > -U_1''(R)/U'(R)}$$

L'agent A qui a une fonction d'utilité plus concave que l'agent B, parce qu'il a été sujet à des chocs de revenu, choisira ici une stratégie de déscolarisation des enfants et investira en moyenne moins dans le capital éducatif car cet investissement représente selon lui un investissement risqué relativement aux autres stratégies de maximisation de son utilité. Nous avançons que c'est l'expérience vécue des chocs de revenus qui exacerbe la perception de l'investissement dans le capital éducatif en tant qu'investissement relativement risqué, toutes choses égales par ailleurs. En effet, le risque ici est matérialisé par l'incapacité à faire face à un choc négatif de revenu. À partir de là, l'éducation ne représente pas un investissement certain puisque le retrait de l'école des enfants constitue une stratégie de lissage de la consommation des ménages à la suite d'une baisse de revenu induite par un choc négatif. Ainsi, le fait d'investir dans le capital éducatif des enfants entraîne une plus grande variabilité de revenus (à court et moyen-terme) des ménages et une plus grande vulnérabilité à court terme, puisque les enfants qui sont à l'école ne travaillent pas. Ils ne contribuent donc pas aux revenus du ménage ni à la constitution d'une éventuelle épargne de prévoyance. Dans un environnement exposé aux chocs de revenu, l'investissement dans le capital éducatif des enfants est d'autant plus perçu à travers un lien rival avec d'autres occupations des enfants, comme le travail, qui permettraient de mieux se préparer à d'éventuels chocs négatifs de revenu. Cette plus grande variabilité de revenu qu'engendre l'investissement dans l'éducation est un facteur de risque dans un contexte de faible revenu. Les ménages, alors plus averses au risque, peuvent être ainsi amenés à considérer la déscolarisation des enfants comme une stratégie de prévention du risque.

Pour mettre en avant le canal par lequel les ménages modifient leur décision d'investissement dans l'éducation, qui nous semblent être l'effet des mécanismes psychologiques, nous procédons de la manière suivante. Il est possible que la décision de retirer son enfant de l'école en t+1 traduit simplement la continuité de la stratégie de gestion du risque prise par les ménages à cause du choc de revenu subi. En effet, nous pouvons supposer que si la perte de revenu causée par le choc exogène est importante, les parents n'envisagent pas de réinscrire leurs enfants car ils estiment avoir besoin d'eux, pour le travail agricole par exemple, pendant plusieurs saisons/années à venir, pour lisser leur consommation et compenser les pertes subies.

Nous mettons cette hypothèse de côté dans le cadre de notre analyse pour deux raisons. La première étant que notre échantillon se limite aux ménages dont les enfants sont scolarisés en t, donc qui n'ont à priori pas retirer leurs enfants à la suite du choc en t. Cependant cet argument ne suffit pas étant donné que nous manquons de précisions sur la date exacte de l'occurrence du choc dans l'année t. Il est toujours possible que la décision de retirer l'enfant de l'école en t+1 ait pour cause directe le choc de revenu en t, et que cela soit une stratégie de gestion du risque.

[36] Les rendements de l'éducation sont souvent inconnus ou imparfaitement connus par les ménages, nous n'en tenons pas compte dans cette discussion puisque l'effet serait d'autant plus marqué.

La deuxième raison est que nous étudions la modification des décisions d'investissement dans le capital humain des ménages ayant subi un choc de revenu mais n'ayant pas choisi de déscolariser leurs enfants à la suite de ce choc. La situation dans laquelle les ménages ont subi un choc négatif de revenu sans recourir à la stratégie de gestion du risque, qui consiste à retirer leurs enfants de l'école immédiatement après ce choc, et qui décident de ne pas réinscrire leurs enfants à la période suivante, traduit bien une stratégie de prévention du risque, toutes choses égales par ailleurs. Dans cette situation, les ménages auraient subi un ou plusieurs chocs négatifs de revenu en t-1, n'entraînant aucun retrait des enfants de l'école en t-1 ni en t mais une intention de déscolarisation en t+1, alors même qu'aucun nouveau choc de revenu n'aurait eu lieu à la période t.

Nous avançons que la constatation éventuelle de telles situations permet de mettre en avant l'impact psychologique des chocs de revenu subis par le ménage. Les chocs de revenu auraient ainsi un impact négatif direct sur l'éducation des enfants via la stratégie de gestion du risque des parents pour lisser leur consommation mais aussi un impact négatif indirect sur l'éducation des enfants via la stratégie de prévention du risque des parents pour lisser leur consommation. Le canal de transmission qui est ici mis en avant et qui influe sur la décision d'investissement dans le capital humain est l'effet psychologique provoqué par l'exposition aux chocs.

Par ailleurs, la présence de mécanismes psychologiques est renforcée par l'étymologie de notre variable d'intérêt *« Do you plan to attend school next year ? »* qui traduit non pas un fait objectif mais bien un comportement subjectif, une intention décisionnelle.

5.4. Discussions

Dans cette section, comme pour la section 4.3, nous discutons de ce que nous aurions pu faire pour aller plus loin, des autres spécifications qu'il aurait été possible de mettre en place et des limites de notre analyse.

Le choix de notre variable explicative a d'abord été un choc de revenu qui s'accompagne d'une déscolarisation en t. L'intuition derrière ce choix de variable était que les ménages qui subissent un choc et qui choisissent une stratégie de gestion du risque, consistant à déscolariser leurs enfants en réponse immédiate à ce choc pour lisser leur consommation, seront potentiellement plus fortement impactés dans leur décision d'investir dans le capital humain en t+1. L'effet que nous souhaitons estimer aurait ainsi certainement été plus prononcé avec ce choix de variable indépendante. Cette stratégie présente cependant une garantie moins importante concernant la similitude entre les deux groupes, ce qui aurait remis en cause la robustesse de notre analyse. Les individus qui subissent un choc en t et qui déscolarisent immédiatement leur enfant et ceux qui subissent un choc en t et qui ne déscolarisent pas leur enfant ont (potentiellement) des caractéristiques différentes, en corrélation avec leur décision d'investissement dans le capital humain en t+1 ; notamment à travers leur différence de revenu et d'accès au marché financier. On peut supposer que les ménages qui retirent leurs enfants sont ceux qui ont en moyenne moins de revenu, moins de protection sociale, moins de capital social, moins d'insertion sociale (isolement géographique, etc), une moins bonne inclusion financière, ce qui est directement corrélé aux décisions d'investissement dans l'éducation. Il aurait été possible de réaliser un matching pour garder cette variable explicative tout en préservant la robustesse de notre analyse mais l'échantillon n'était pas assez important. De plus, sans que le choc de revenu n'entraîne une déscolarisation en t, l'intuition reste la même. Si le ménage ne choisit pas de déscolariser son enfant en t, cela peut tout de même avoir un impact sur sa décision d'investissement dans le capital humain en t+1 : une exposition régulière aux chocs peut avoir un effet négatif sur les incitations des individus à investir dans leur capital humain. Lors du premier choc, le ménage peut se reposer sur d'autres stratégies de gestion du risque (telles que le recours à l'épargne, au crédit, etc), sur lesquelles il ne pourra plus se reposer s'il subit un nouveau choc. La variable indépendante finalement choisie pour notre étude peut donc avoir un impact sur la stratégie de prévention du risque du ménage, même s'il est moins marqué.

Une question importante est de savoir si l'effet du risque "aléa climatique" sur l'accumulation de capital humain dépend d'autres caractéristiques du pays. Des études ont montré que les effets des risques de catastrophes naturelles sur plusieurs variables macroéconomiques sont modulés par des facteurs institutionnels et économiques (CUARESMA, 2017), (NOY, 2009). L'approche habituelle pour évaluer

l'hétérogénéité des élasticités consiste à inclure des termes d'interaction. Le Modèle pour généraliser à d'autres zones, régions, pays avec des caractéristiques différentes est défini alors par :

$$\mathbf{a_{ijt+1} = \alpha + \beta 1 shock_{ijt} + \mu shock_{ijt} z_{ijt} + \beta 2 X_{ijt} + \beta 3 DEM_{it+1} + \beta 4 FX_{jt} + \varepsilon_{ijt}}$$

Avec z_{ijt}, la variable chargée d'expliquer les différences dans l'élasticité de l'inscription scolaire par rapport au risque de chocs. Ce modèle permet de corriger, quelque peu, le problème de validité externe de notre analyse. À partir de là, nous pourrions éventuellement incorporer les 2 régions urbaines de l'enquête non traitées dans l'analyse jusqu'ici : "small town" et "medium and large town".
Cela étant, quels que soient nos résultats, il nous sera tout de même difficile de justifier d'un impact causal de notre variable explicative sur notre variable dépendante étant donné les spécifications de notre échantillon et la simple utilisation d'un modèle binomial sur une expérience naturelle. Il faudrait pour cela agrémenter nos résultats d'une possible étude de diff-in-diff en utilisant de manière plus rigoureuse les données de panel. Nous pourrions par exemple contrôler la variance par année, grâce aux données de panel. Il pourrait aussi être intéressant de mettre en avant la variation de la décision d'investissement dans le capital humain suite à la variation d'intensité des chocs d'une année sur l'autre. L'utilisation des données de panel donnerait lieu à l'ajout, dans nos estimations, d'une clusterisation des erreurs.

VI. Résultats

Nous examinons d'abord si les chocs exogènes ont un effet sur les décisions d'investissement dans le capital éducatif et s'ils sont statistiquement significatifs. Considérant la littérature existante[37], nous avons aussi l'intuition que les effets de ces chocs de revenu, entraînant une déscolarisation, peuvent être hétérogènes. Nous prenons ainsi en compte, l'effet du choc selon le sexe de l'individu et la taille de la fratrie. Il nous semble aussi pertinent d'analyser l'effet de ces chocs sur les décisions d'investissement dans l'éducation pour la période t+1 en fonction de l'âge de l'enfant. Cela pourrait traduire le niveau d'information des parents au regard de l'importance et de l'impact de l'éducation dans les plus jeunes âges (Heckman, 2007; Alan et Ertac, 2018). Nous introduisons la section, que nous développerons par la suite, qui nous permet de définir la déscolarisation comme une stratégie de prévention du risque et de mettre en avant le rôle des mécanismes psychologiques. Enfin, nous discutons des alternatives à notre interprétation et de la robustesse de nos résultats.

6.1. Chocs de revenu et décisions d'investissement dans le capital humain

Les tableaux suivants décrivent nos résultats en adéquation avec notre spécification empirique et les différentes variables définies auparavant[38]. Notre variable explicative traduisant la décision d'investissement dans le capital éducatif a été transformée en variable logarithmique pour linéariser les estimations et optimiser l'interprétation de nos tables. Hors tableaux mentionnant les termes d'interaction, nos estimations s'appuient sur un échantillon d'au moins 1656 individus ce qui nous semble robuste à l'échelle de la population sélectionnée d'origine (20 279). Les tables 5 et 6 présentent les estimations naïves de la régression linéaire qui établit le lien entre notre variable expliquée et notre variable explicative. Les tableaux 1 et 2 fournissent les résultats de nos estimations linéaires en incorporant respectivement les matrices de contrôles, y compris les dummies, et les effets fixes. Le tableau 3 présente le poids relatif de chacun des coefficients des différentes variables de notre régression grâce à la standardisation de leurs coefficients. Les tableaux 4 et 5 nous permettent de tenir compte de la dichotomie de notre variable dépendante avec les résultats des effets bruts et marginaux de l'estimation du modèle PROBIT. Les figures et tables suivantes fournissent, quant à elles, les résultats qui tiennent compte de l'hétérogénéité éventuelle des effets estimés, grâce à des termes d'interaction. Enfin, le tableau 6 expose nos résultats de l'effet d'un choc négatif de revenu sur les décisions d'investissement dans l'éducation corrigé du biais de sélection jusqu'ici mis de côté.

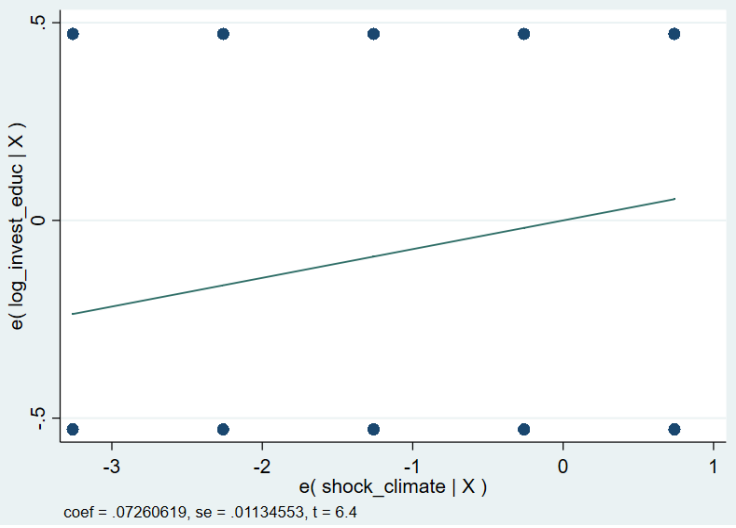
[37] Se référer à la section 2.4.2.
[38] Se référer à la section 5.2.

La variable d'intérêt « log_invest_educ » prend la valeur 0 si la décision d'investissement dans le capital humain pour la période t+1 est positive et 1 sinon (déscolarisation). Notre variable explicative « shock_climate », qui traduit l'exposition aux chocs exogènes négatifs de revenu est ordinale et elle prend les valeurs 1 à 5, correspondantes au nombre de chocs subis, 5 regroupant ainsi l'occurrence « 5 et plus ». Nous traiterons l'exposition au choc comme une variable catégorielle. La qualité explicative de notre modèle peut sembler restreinte (oscillant entre 20 et 40%). Cela tient au fait qu'il n'a pas été possible d'incorporer toutes les variables explicatives secondaires et de contrôles que nous souhaitions[39] dans nos matrices étant donné la taille de notre échantillon (qui descendait à un niveau trop bas pour garantir une analyse robuste) et la colinéarité multiple avec un certain nombre de variables. En effet, le modèle PROBIT nécessite un plus grand nombre d'observations que la régression MCO car il utilise une technique d'estimation par maximum de vraisemblance. Ainsi, les variables principales de nos régressions sont les suivantes "sexe, any_difficulty, read_write, employed_casual" pour la matrice des caractéristiques démographiques de l'individu et qui correspondent respectivement à son sexe, à ses difficultés physiques ou psychologiques, à son alphabétisation et son statut salarial. La matrice qui tient compte des effets fixes ménages et temporels se compose des variables « father_educ, mother_educ, no_food_year, i.owner » qui correspondent respectivement à l'éducation du père et de la mère, aux conditions économiques et environnementales de l'année, et du statut foncier du ménage. Le statut foncier du ménage est introduit grâce à des dummies avec comme catégorie de référence le fait d'être propriétaire terrien. Dans cette section, nous fournissons des preuves que l'effet des chocs pluviométriques sur le revenu des ménages a un impact significatif sur la déscolarisation des enfants, dans un environnement à risque qui présente des imperfections de marchés.

6.1.1. Résultats estimations MCO

Nous séparons les chocs négatifs de revenu qui peuvent avoir un impact positif sur la scolarisation (sécheresse)[40], de ceux qui peuvent avoir un impact négatif sur la scolarisation et qui nous intéressent tout particulièrement. La table 5[41] montre que le choc pluviométrique, défini par la "sécheresse", n'a pas d'impact significatif sur notre variable dépendante, avec un coefficient proche de 0 et une p-value > 0,1. Cela est en accord avec la littérature existante[42] (Nordstrom et Cotton, 2020) qui prévoit un effet ambigu de la sécheresse sur le taux de scolarisation des enfants.

Les interprétations des tables suivantes concernent désormais l'effet des chocs pluviométriques négatifs ayant potentiellement un impact négatif sur la scolarisation des enfants (i.e. un impact positif sur la déscolarisation). Malgré la dichotomie de notre variable d'intérêt qui ne permet pas aux points modélisés de correspondre à la droite de régression, la modélisation suivante présente la relation entre le choc climatique de revenu et la déscolarisation.



[39] Se référer à la section 5.2.
[40] Se référer aux sections 2.4.2 et 5.2
[41] Cf. Annexes
[42] Se référer à la section 2.4.2.

La table 6[43] présente les résultats de l'estimation naïve. L'estimateur naïf révèle qu'être sujet à un choc pluviométrique réduit l'investissement dans le capital humain de 7,3%, significatif à 99%. Le coefficient est en effet compris dans l'intervalle de confiance à 95% -9,5% et -5,0%. Cette variable explique à elle seule plus de 2% (2,2) de la variabilité des décisions d'investissement dans le capital humain. Ici, la constante = 0,781, reste peu interprétable puisque notre variable est dichotomique et que cela représente la décision d'investissement dans le capital humain pour la période t+1 (0 ou 1) lorsqu'aucun choc pluviométrique n'est subi. On peut tout de même relever que cette valeur de la constante est plus proche de 1 (déscolarisation) malgré l'absence de choc. La part résiduelle reste considérablement supérieure à la part expliquée par le modèle (10/442), ce qui est parfaitement logique puisqu'il s'agit d'une estimation naïve. Notre échantillon est composé de 1815 individus dont au moins un des enfants est scolarisé à la période t. Ces individus appartiennent à des ménages situés dans les zones rurales de l'Ethiopie, particulièrement sujettes à des conditions environnementales difficiles comparativement aux autres populations éthiopiennes.

Tableau 1 : Estimations MCO, effets marginaux

	(1) log_invest_educ	(2) log_invest_educ
shock_climate	0.062***	0.061***
	(0.011)	(0.010)
Sexe	0.076***	0.065***
	(0.022)	(0.022)
Handicap	-0.176***	-0.160***
	(0.045)	(0.044)
Lire/écrire	0.395***	0.356***
	(0.022)	(0.022)
Employé	0.241*	0.219*
	(0.085)	(0.082)
EducationP		-0.08***
		(0.031)
EducationM		-0.001*
		(0.000)
Conditions période		0.033
		(0.022)
Prop foncier		
Locataire		0.15***
		(0.058)
Libre de loyer		-0.02
		(0.304)
R^2	0.209	0.265
N	1656	1656

** p<0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Les standard-errors sont mentionnés entre parenthèses. Le « shock_climate » matérialise le choc pluviométrique ayant un effet supposé négatif sur la scolarisation, défini comme un choc exogène de revenu. Le log_invest_educ représente l'intention de déscolarisation pour la période t+1. Les modèles*

[43] Cf. Annexes

contrôlent les caractéristiques du ménage, de l'enfant et le contexte économique sur la période. L'échantillon comprend les ménages interrogés entre 2011 et 2016 et exclut les ménages situés dans les zones urbaines. Données provenant de l'ESS.

Dans le tableau 1, nous examinons notre spécification linéaire de base en incorporant la macro contenant les variables explicatives démographiques, dont les dummies, liées au statut foncier du ménage, la macro d'effets fixes ménages et temporels puis les autres variables de contrôles. Notre modèle explique 26% de la variabilité de la décision d'investissement dans le capital humain (R^2 ajusté) pour 1656 observations. Ainsi, être sujet à un choc pluviométrique de revenu est toujours significatif à 99% et réduit l'investissement dans le capital humain de 6%.

Nous avons l'intuition que la structure des écoles et des villages peut avoir un impact significatif sur les décisions d'investissement dans l'éducation des enfants[44]. Dans ce cas, nous supposons que l'hétérogénéité non observée entre les groupes biaise nos estimations ponctuelles de β1 et l'erreur standard de la régression. Le tableau 2 relate l'ajout d'effets fixes par villages, variable « Communes », pour contrôler l'hétérogénéité éventuelle des caractéristiques des écoles, ce qui permet au modèle linéaire d'expliquer près d'un tiers (30%) de la variabilité de notre variable d'intérêt. L'effet du choc est comparable à celui du tableau 2 avec un effet négatif sur la scolarisation de 5,5%, bien que notre coefficient d'intérêt, devant notre variable explicative, perd 0,05 points de pourcentage. L'augmentation du R^2 ajusté, la légère chute du coefficient explicatif ainsi que la valeur de la Prob > F =0,00, semblent corroborer l'idée que la structure des écoles a un rôle dans les décisions d'investissement dans l'éducation des enfants, certainement à travers la qualité éducative en soit et/ou dans la qualité des infrastructures et des outils à disposition (Chaudhury et al., 2006) ; (Pratham et Card, 2011) ; (Burde et Linden, 2012) ; (Bold et al., 2017). Néanmoins, nous constatons que le poids des effets fixes « Communes » n'est d'après le test d'Hausman pas statistiquement significatif[45] dans notre modèle.

Tableau 2 : Estimation MCO, effets fixes villages

	log_invest_educ
shock_climate	0.055***
	(4.99)
Sexe	0.068***
	(3.15)
Handicap	-0.155***
	(3.51)
Lire/écrire	0.351***
	(15.64)
Employé	0.233*
	(2.85)
EducationP	-0.07***
	(8.65)
EducationM	-0.001*
	(2.69)
Conditions période	0.034
	(1.45)
Prop foncier	

[44] Sacerdote (2008) ; Hanushek, Kain, et Rivkin (2004).
[45] Cf. Annexes (table 7).

Locataire	0.10***
	(3.25)
Libre de loyer	-0.02
	(0.32)
_cons	0.678
	(3.16)
R^2	0.30
N	1,656

** p<0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Les écart-types sont mentionnés entre parenthèses. Le modèle inclut des effets fixes district-villages « Communes » : variable absorbée de 37 catégories. Donneés provenant de l'ESS.*

Notre analyse tend à fournir les preuves de l'impact négatif de l'exposition à un ou plusieurs chocs de revenu sur les intentions d'investissement dans le capital humain. Nous avançons aussi que ces effets ont un poids considérable comparativement aux autres variables explicatives de l'investissement dans l'éducation. Pour cela, nous standardisons nos coefficients. Après avoir centré réduit les écarts-types, nous constatons que le choc a un impact considérable, comparativement aux autres variables explicatives. Toute chose égale par ailleurs, on estime qu'une hausse d'un écart-type de l'exposition au choc négatif pluviométrique est associée en moyenne, à une baisse de l'investissement dans le capital humain de 0,12 écart-type. Dans notre modèle, notre variable explicative d'intérêt est la deuxième variable avec l'effet négatif le plus prononcé derrière l'alphabétisation (read_write) et devant le statut foncier (locataire comparativement au propriétaire terrien). En effet, après standardisation, le fait de savoir lire et écrire présente un coefficient de régression estimé de 0,35 (0,08 pour celui devant « locataire »). À relever que c'est l'éducation du père qui a, relativement aux autres variables, le plus d'influence positive (négative) sur la scolarisation (déscolarisation) des enfants. Ces résultats ne sont pas surprenants étant donné l'environnement d'étude à l'origine de nos estimations : environnement fortement exposé aux risques pluviométriques, à l'incertitude de revenu et aux imperfections du marché du crédit et de l'assurance. Dans un tel contexte, les décisions de consommation ne sont plus indépendantes des choix d'investissement dans le capital humain (Becker et Tomes, 1986) et les moyens consacrés à l'éducation sont influencés par d'autres facteurs, parfois exogènes (Carroll et Kimball, 2001).

Tableau 3 : Estimation MCO, coefficients standardisés

	Beta	log_invest_educ
shock_climate	0.12	0.061***
		(5.83)
Sexe	0.06	0.065***
		(3.02)
Handicap	-0.07	-0.160***
		(3.63)
Lire/écrire	0.36	0.356***
		(16.09)
Employé	0.06	0.219*
		(2.66)
EducationP	-0.20	-0.08***
		(8.58)

EducationM	-0.06	-0.001*
		(2.69)
Conditions pér	0.03	0.033
		(1.53)
Prop foncier		
Locataire	0.08	0.15***
		(3.82)
Libre de loyer	-0.01	-0.02
		(0.52)
_cons		0.705
		(3.36)
R^2		0.26
N		1,656

** p<0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Les écart-types sont mentionnés entre parenthèses. Le modèle introduit une standardisation des coefficients de régression pour une comparaison du poids des effets. La variable « Beta » présente les écart-types centrés-réduits. Données provenant de l'ESS.*

6.1.2. Résultats principaux : modèle binomiale

Comme nous l'avons vu dans la section 5, notre principale estimation d'intérêt est celle issue de notre spécification binomiale qui permet de traiter la dichotomie de notre variable explicative. Nous utilisons ainsi un modèle PROBIT qui mesure l'impact des chocs négatifs pluviométriques sur l'intention d'investissement dans le capital éducatif. Les estimations du modèle confirment nos résultats précédents, cependant, nous ne pouvons incorporer ni les effets fixes, ni les dummies dans ce type de régression. Nous reprécisons que tous nos résultats sont à interpréter pour et parmi les enfants qui sont déjà scolarisés, comme définis par notre sélection d'échantillon.

Tableau 4 : Estimation PROBIT, effets bruts

	log_invest_educ
shock_climate	0.197***
	(5.74)
Sexe	0.207***
	(2.98)
Any_difficulty	-0.530***
	(3.65)
Read_write	1.018***
	(14.61)
Employed_casual	0.711*
	(2.71)
Father_educ	-0.20***
	(7.67)
Mother_educ	-0.004*
	(2.60)
No_food_year	0.098

	(1.39)
Owner	-0.560**
	(3.33)
_cons	0.894
	(1.35)
N	1,656

** p<0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Les écart-types sont mentionnés entre parenthèses. Les résultats représentent les coefficients bruts et non les effets marginaux. De ce fait, les coefficients donnent uniquement une indication sur le sens de la relation et non sur l'intensité nette de l'effet. Données provenant de l'ESS.*

Dans la sortie ci-dessus, nous pouvons observer tout d'abord le log de l'itération, qui indique la rapidité avec laquelle le modèle a convergé. Le logarithme de vraisemblance (-904,444) peut être utilisé dans les comparaisons de modèles imbriqués, mais nous n'en montrerons pas d'exemple ici[46]. Nous voyons que les 1656 observations de notre ensemble de données ont été utilisées dans l'analyse (moins d'observations auraient été utilisées si l'une de nos variables avait des valeurs manquantes). Le chi carré du rapport de vraisemblance de 384,65 avec une valeur p de 0,0000 nous indique que notre modèle dans son ensemble est statistiquement significatif, c'est-à-dire qu'il s'ajuste significativement mieux qu'un modèle sans prédicteurs. Dans le tableau 4, nous visualisons les coefficients, leurs erreurs standard, les z-score, les valeurs p associées et l'intervalle de confiance à 95 % des coefficients. Toutes nos variables sont statistiquement significatives à 99% (***), à part les caractéristiques économiques de l'année en cours (0,164). Le niveau d'éducation de la mère et le statut salarial sont statistiquement significatifs mais à 90% (*) seulement. Cela peut s'expliquer par la société « patriarchale » en Ethiopie rurale (Dayanandan, 2014), dans laquelle le poids accordé à l'éducation de la mère est moins important que celui accordé à celle du père. Par ailleurs, le statut salarial qui d'après la littérature[47] (Beegle et al., 2003) est particulièrement significatif dans le contexte des PED pour expliquer l'investissement dans le capital humain semble ici moins déterminant, ce qui peut s'expliquer par la prédominance du travail familial. Le statut salarial n'est bien souvent pas référencé comme tel alors même que les enfants sont amenés à travailler, principalement dans les exploitations agricoles familiales (Dumas, 2015). Nous constatons que pour une augmentation d'une unité du choc climatique, le z-score diminue de 0,197.

Tableau 5 : Estimation PROBIT, effets marginaux

	log_invest_educ
shock_climate	0.079***
	(5.74)
Sexe	0.083***
	(2.98)
Any_difficulty	-0.211***
	(3.65)
Read_write	0.406***
	(14.62)
Employed_casual	0.284*
	(2.71)

[46] Nous discutons d'ores et déjà de l'efficacité de l'utilisation d'un modèle PROBIT au vu d'autres modèles dans la section 6.3.
[47] Se référer à la section 2.2.

Father_educ	-0.09***
	(7.68)
Mother_educ	-0.001*
	(2.60)
No_food_year	0.039
	(1.39)
Owner	-0.223**
	(3.33)
Pseudo R^2	0.22
N	1,656

** p<0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Les écart-types sont mentionnés entre parenthèses. Les résultats représentent les effets marginaux au point moyen de chaque variable « indépendante ». Données provenant de l'ESS.*

Le tableau 5 nous permet de mettre en évidence les résultats des effets nets des régressions PROBIT. Ils indiquent qu'un choc pluviométrique négatif de revenu augmente de manière significative la probabilité qu'un enfant soit déscolarisé à moyen terme. En effet, l'intensité de l'effet est proche de celle de nos résultats issus des régressions MCO. Dans le tableau ci-dessus, nous n'avons pas précisé « atmeans » pour spécifier les valeurs auxquelles les autres variables prédicteurs sont maintenues, les valeurs du tableau sont des probabilités prédites moyennes calculées à l'aide des valeurs d'échantillon moyennes des autres variables prédicteurs. Ainsi, concernant notre variable explicative (shock_climate), un ménage qui subit en moyenne entre 2 et 3 chocs de revenu (mean=2.3) augmente en moyenne ses intentions de déscolarisation des enfants de 7.9 % (***). Toutes choses égales par ailleurs, les filles ont en moyenne 8.3% (***) plus de chance d'être déscolarisées que les garçons, ce qui confirme les recherches existantes, notamment les récents travaux de Abraham Abebe Asfaw (2018) en Ethiopie. Par ailleurs, les enfants en situation d'handicap sont moins enclins à être déscolarisés[48] peut-être parce que les ménages estiment que ces handicaps sont moins pénalisants pour étudier que pour d'autres activités pour l'enfant, telles que le travail. La variable qui semble avoir (hors standardisation) l'effet le plus important sur notre variable dépendante est l'alphabétisation. Ne pas savoir lire ni écrire augmenterait les intentions de déscolarisation à la période t+1 de 40% (***). La première réaction à ce résultat est de se dire que les enfants sont censés apprendre à lire et à écrire pendant leur scolarisation, il existerait alors un biais d'endogénéité fort concernant cette variable. Cependant, la période à laquelle les enfants scolarisés apprennent à lire et à écrire est comprise entre 4 et 6-7ans[49]. Cette période est située en dehors de la période d'âge des enfants sélectionnés pour notre échantillon (6-18ans), ce qui annihile toute corrélation éventuelle. La deuxième réaction à ce résultat repose sur le fait que puisque la période scolaire d'alphabétisation a lieu avant 6-7ans, l'effet de cette variable sur la déscolarisation devrait être nulle étant donné que tous les enfants de l'échantillon devraient savoir lire et écrire. Ce résultat met potentiellement en lumière la faible qualité du système éducatif primaire pour le milieu rural éthiopien de notre échantillon[50]. Enfin, nous constatons que le niveau éducatif du père est négativement corrélé aux intentions de déscolarisation pour la période t+1 (***).

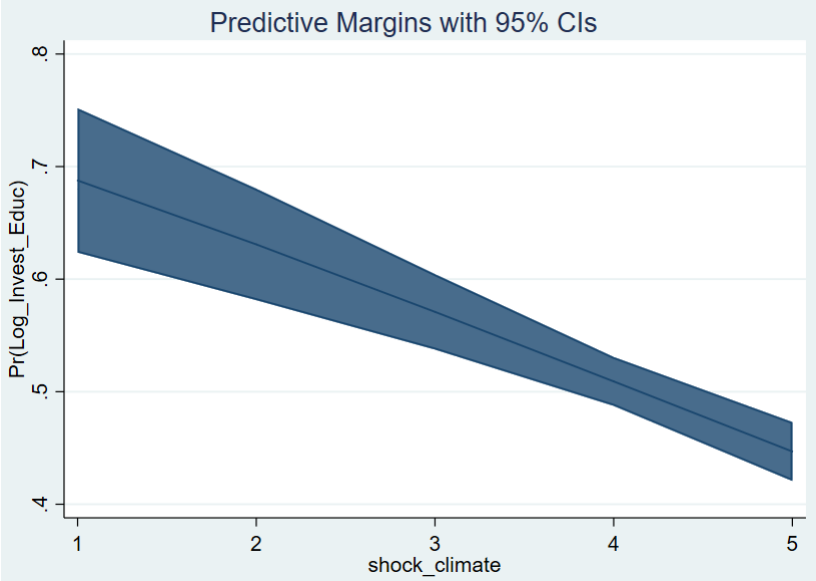
Les résultats confirment notre intuition selon laquelle la perte d'utilité associée à la déscolarisation des enfants peut être moins importante que celle associée à toute autre stratégie de gestion/prévention du risque ou ressentie comme telle. Ou alors, que la possibilité de recourir à un crédit (ou à un autre moyen

[48] Il serait intéressant de s'attarder sur les raisons qui amènent les ménages à ce comportement.
[49] https://data.worldbank.org/indicator/SE.PRM.AGES?locations=ET
[50] Données issues de l'ESS.

de lisser sa consommation) est impossible étant donné les caractéristiques de l'environnement auquel sont confrontés les ménages (risqué, imperfections du marché du crédit et de l'assurance). La stratégie de gestion/prévention du risque qui selon les ménages maximisent leur utilité consiste à retirer leur(s) enfant(s) de l'école. L'impact en termes de politiques publiques est important puisque cela met en lumière l'importance de la régulation des imperfections du marché du crédit ainsi que l'importance du partage d'information concernant les bénéfices de l'éducation sur le long terme.

Effets marginaux non-linéaires

La figure ci-dessous[51] expose la relation non linéaire des effets marginaux du choc climatique sur la déscolarisation.



Le modèle PROBIT nous permet de rendre compte des effets marginaux non-linéaires. On observe une diminution de l'écart-type en lien avec la hausse du nombre de chocs étant donné que la taille de l'échantillon diminue au fur et à mesure que l'exposition aux chocs augmente (peu de ménages ont été sujets à 5 chocs et plus au cours de l'année). Il est facile de voir sur cette figure qu'à mesure que la valeur de l'occurrence des chocs climatiques augmente, la probabilité que la décision de déscolarisation soit de 1 diminue, passant d'une probabilité de 0,07 à une probabilité de 0,045. Cela va contre notre intuition selon laquelle plus l'exposition aux chocs de revenu est importante et plus les effets négatifs marginaux sur la scolarisation sont importants (convexité de la courbe représentative de cette relation). Nous constatons ainsi des effets marginaux décroissants qui peuvent être expliqués par le fait que les ménages s'habituent aux chocs de revenu et sont de cette manière moins sensibles aux effets négatifs des chocs suivants. Cette relation et cet argument justifient par ailleurs le choix de définition d'un impact à « moyen-terme » et non d'un impact « permanent » dans notre analyse. Si les effets marginaux sont décroissants, il est logique que les ménages réinscrivent leurs enfants à l'école au bout d'un certain temps, ce qui explique pourquoi les enfants des ménages ruraux d'Ethiopie sont scolarisés malgré le fait que les parents sont familiers à l'environnement risqué dans lequel il se trouve depuis un grand nombre d'années. Cela met en lumière un effet de moyen-terme des mécanismes psychologiques et non un effet permanent qui, lui, pousserait les ménages à ne pas inscrire, du tout, leurs enfants à l'école.[52]

[51] Source : générer à partir de la commande « margins » aux différents points (1 à 5 et plus) de notre variable explicative, données ESS.
[52] Il serait intéressant de s'attarder sur cette différence entre effet durable/moyen terme et permanent/long terme.

Effets différenciés selon la fratrie

Jusqu'à maintenant, nous avons considéré l'effet de chaque variable indépendante x 1, x 2… x comme constant quel que soit la valeur prise par les autres variables indépendantes. La possibilité existe pourtant que l'effet de x1, ou de x2, ou… de xk ne soit pas constant, mais varie en fonction des valeurs prises par une des autres variables indépendantes introduite dans le modèle. Ici, prendre en compte l'interaction signifie que l'impact de « shock_climate » dépend de la valeur prise par « fratrie ». Nous faisons l'hypothèse que l'effet positif du choc exogène sur la déscolarisation est moins fort pour les enfants avec un nombre de frères et sœurs plus élevé, car ceux-ci peuvent constituer une solution de gestion du risque suffisante pour lisser la consommation des ménages victimes du choc (Sawada, 2020 ; Tchernichovsky, 1985).

Effets du choc pluviométrique sur la déscolarisation en fonction du nombre de frères et sœurs

Taille de la fratrie	Effet du choc climatique
0	0.108***
1	0.072***
2	0.049**
3	0.027
4 et plus	0.01

La variation du pseudo-R^2 nous donne une première indication de l'existence d'un effet d'interaction. Nous constatons que le coefficient d'interaction est de signe négatif et significatif (**), ce qui indique que l'effet du choc pluviométrique sur la déscolarisation décroit en même temps que s'accroît la taille de la fratrie (et réciproquement) ; cela corrobore notre intuition. Rappelons qu'en présence de contraintes de crédit, l'éducation d'un enfant a un effet négatif sur le niveau optimal d'éducation d'un autre enfant du ménage.[53] Dans ce contexte d'imperfection du marché du crédit, le cout d'opportunité de la scolarisation d'un enfant devrait être financé par le faible niveau de scolarisation d'un autre enfant du ménage. D'après nos résultats, ci-dessus, la même logique semble s'opérer pour la déscolarisation d'un enfant à la suite d'un choc de revenu. Un ménage qui possède plusieurs enfants ne sera pas obligé de retirer tous les enfants de l'école à la suite d'un choc de revenu pour lisser sa consommation, en les faisant travailler par exemple. Plus le nombre de frères et sœurs est important et moins la probabilité pour l'enfant d'être déscolarisé est importante.
Le coefficient d'intérêt, l'interaction de la taille de la fratrie et des chocs, décroit mais n'est plus significatif à partir de 3 frères et sœurs. Cela peut nous donner une indication sur l'intensité des chocs de revenu subis pour les ménages de notre échantillon : les chocs ne sont, à priori, pas assez importants pour que les ménages déscolarisent plus de 2 de leurs enfants en réponse la perte de revenu qui en découle.

Effets différenciés selon l'âge et le genre

Notre modèle ne prévoit aucun effet d'interaction significatif entre l'âge et l'exposition à un choc de revenu. Le coefficient d'interaction est positif ce qui signifie que l'effet du choc climatique sur la déscolarisation s'accroit lorsque l'âge de l'enfant s'accroit. Les parents peuvent considérer que l'enseignement en primaire est indispensable, pour savoir lire et écrire par exemple, puis que l'éducation est moins primordiale par la suite, cependant cette hypothèse nous semble peu probable étant donné le peu d'information dont disposent les parents sur les rendements de l'éducation. Une autre hypothèse, plus plausible, consiste pour les parents à déscolariser les enfants qui seront les plus productifs pour leur permettre de lisser leur consommation à la suite du choc de revenu. Or, les enfants plus âgés possèdent une force de travail plus importante que les enfants les plus jeunes. Cette théorie s'appuie sur l'analyse de nos données provenant de l'ESS qui montre que ce sont les enfants entre 12 et 18 ans qui

[53] Se référer à la section 2.4.2.

déclarent travailler au cours de l'année, parmi l'ensemble des enfants de l'échantillon (6-18 ans)[54]. Néanmoins, le coefficient d'interaction n'est pas statistiquement significatif (p-value>0.1).
Il en va de même pour l'effet d'interaction entre le genre et le choc, ce qui va à l'encontre de la littérature existante (Björkman-Nyqvist, 2013 ; Maccini et Yang, 2009 ; Duryea, Lam et Levinson, 2007 ; Parker et Skoufias, 2006). Il existe d'ores et déjà une forte inégalité entre les décisions d'investissement dans la scolarisation des filles et dans celle des garçons, mais il ne semble pas y avoir d'effet différencié de genre marqué, en réponse à un choc pluviométrique, pour notre échantillon.

6.2. Mise en avant des mécanismes psychologiques

Dans cette section, nous utiliserons les données longitudinales pour mettre en évidence le canal psychologique comme canal décisionnel principal. Etant donné la structure des données et la stratégie énoncée[55], nous souhaitons comparer le nombre de chocs subis pour chaque ménage de l'échantillon entre la période t-1 et la période t. Une variable recense "le nombre de chocs subis depuis deux ans" et une autre "le nombre de chocs subi ces douze derniers mois". La différence entre ces deux variables nous donnera une indication sur l'exposition aux chocs pour la période t-1. Nous sélectionnerons ensuite les ménages ayant subi un ou plusieurs chocs à la période t-1 (24 - 12 derniers mois) et qui n'ont pas déscolarisé leurs enfants à la période t (12 derniers mois) pour ensuite garder les ménages, parmi cet échantillon, qui choisissent de ne pas réinscrire leurs enfants à l'école à la période t+1, sans qu'aucun choc exogène de revenu n'ait lieu à la période t. Cela nous permettra de mettre en évidence le rôle des mécanismes psychologiques dans le processus décisionnel d'investissement dans le capital éducatif. Nous estimons par ailleurs qu'une période de 12 mois constitue une temporalité assez longue pour nous assurer que la déscolarisation potentielle ne représente pas une stratégie de gestion du risque. En effet, le retrait des enfants de l'école est défini comme une stratégie de gestion du risque lorsqu'il intervient en réponse immédiate au choc négatif de revenu. Ce retrait est alors une stratégie dites de court-terme qui ne peut être considérée comme telle lorsque la temporalité est supérieure ou égale à 12 mois. La période t de 12 mois, pendant laquelle aucun choc n'a été subi par les ménages, nous permettra de considérer la décision de déscolarisation en t+1 comme une stratégie de prévention du risque.

6.3. Tests de robustesse et discussions

Il faut cependant souligner qu'il existe des interprétations alternatives à nos résultats, dont certaines peuvent être exclues, nous en discutons dans cette section.
Etant donné que nous n'avons pas pu incorporer dans notre modèle toutes les variables qui peuvent avoir un effet significatif sur notre variable expliquée[56], il est possible que nous soyons en présence de variables omises. Ces variables pourraient être fortement corrélées avec les décisions d'investissement dans le capital humain et/ou avec notre variable explicative. Nous pouvons écarter ces suppositions car la robustesse de notre analyse réside essentiellement dans l'exogénéité du choc défini comme notre variable explicative[57] ainsi que dans la similitude entre les ménages exposés aux chocs de revenu et les ménages qui ne subissent aucun choc de revenu[58].Comme développé dans les sections précédentes, la similitude moyenne entre nos deux groupes hypothétiques dans notre échantillon est renforcée par notre

[54] Annexe : le graphique 3 présente le statut employé des enfants en fonction des principales classes d'âge (6-11 ans et 12-18 ans).
[55] Se référer à la section 5.3.
[56] Se référer à la section 5.2. et 6.1.
[57] Cf. Annexes pour la constitution de notre variable explicative ; se référer à la section IV pour les explications théoriques justifiant de cette exogénéité et aux résultats des ttests en annexes pour la justification empirique (tables 3 et 4).
[58] Cf Annexes pour la justification empirique ; se référer à la section IV pour les justifications théoriques.

stratégie d'identification qui consiste à restreindre notre échantillon aux ménages dont les enfants sont scolarisés pour la période t. Cela nous assure, dans une certaine mesure, qu'au vu de notre variable d'intérêt *« Do you plan to attend school next year ? »*, les caractéristiques observables et non observables (i.e. variables omise) des ménages n'influent pas sur leur décision d'investissement dans le capital humain de leurs enfants à la période t puisqu'ils ont tous choisi une stratégie de scolarisation pour cette même période. Néanmoins, cette stratégie est à l'origine d'un biais de sélection puisque notre échantillon est composé uniquement des ménages qui ont choisi à la période t(-n) de scolariser leurs enfants. Nous étudions l'effet des chocs de revenu sur la déscolarisation, ainsi notre échantillon met nécessairement de côté les ménages dont les enfants ne sont d'ores et déjà pas scolarisé à la période t. Cependant nous pouvons supposer que les ménages de notre échantillon possèdent des caractéristiques particulières comparativement au reste de la population Ethiopienne. La correction d'Heckman nous permet de palier ce biais en prenant en compte l'ensemble de la population.

Tableau 6 : Correction d'Heckman, effets marginaux

	(1) log_invest_educ	(2) log_invest_educ	(3) log_invest_educ
shock_climate	0.062***	0.061***	0.041***
	(0.011)	(0.010)	(0.023)
Sexe	0.076***	0.065***	0.043***
	(0.022)	(0.022)	(0.031)
Handicap	-0.176***	-0.160***	-0.159***
	(0.045)	(0.044)	(0.066)
Lire/écrire	0.395***	0.356***	0.221*
	(0.022)	(0.022)	(0.118)
Employé	0.241*	0.219*	0.331**
	(0.085)	(0.082)	(0.112)
EducationP		-0.08***	-0.010***
		(0.031)	(0.05)
EducationM		-0.001*	-0.01**
		(0.000)	(0.001)
Conditions période		0.033	0.031
		(0.022)	(0.024)
Prop foncier			
Locataire		0.154***	0.104
		(0.058)	(0.089)
Libre de loyer		-0.021	-0.046
		(0.304)	(0.430)
Mills			0.723
			(0.180)
R^2	0.209	0.265	0.272
N	1656	1656	1656

** p<0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Les standard-errors sont mentionnés entre parenthèses. La méthode d'Heckman nous permet de mettre en avant et de corriger le biais de sélection de notre analyse. Données provenant de l'ESS.*

Les chocs climatiques négatifs de revenu ont toujours un impact significatif (***) sur les intentions d'investissement dans le capital humain mais ces effets sont moins marqués puisqu'être sujet à un choc de revenu augmente la déscolarisation pour la période t+1 de 4.1%. La diminution de l'effet renforce notre choix d'échantillonnage qui nous avait amené à nous concentrer uniquement sur les ménages ruraux, potentiellement plus exposés aux chocs climatiques. De plus, les ménages urbains possèdent en moyenne plus de stratégie de gestion/prévention du risque (autres que le retrait des enfants de l'école) que les ménages ruraux, d'où l'intensité réduite de l'effet des chocs sur les décisions d'investissement dans l'éducation.
Par ailleurs, nous pouvons constater que la discrimination genrée vis-à-vis de la scolarisation semble moins marquée en milieu urbain qu'en milieu rural (***) ce qui se traduit aussi sur le coefficient du niveau éducatif de la mère (-0.01**). Le fait de savoir lire et écrire n'est plus aussi significatif qu'avant (*) ce qui donne une indication sur la potentielle meilleure qualité éducative en milieu urbain qu'en milieu rural. Être employé a un impact plus important et le coefficient gagne en significativité (**) certainement du fait de la plus faible prévalence du travail agricole familial (non-déclaré). Enfin, la variable dummy référencée sur « Propriétaire foncier » n'est plus significative. Cela provient vraisemblablement du fait qu'en milieu urbain, les locataires constituent la grande majorité des ménages et que les propriétaires terriens sont concentrés dans les périphéries, là où les exploitations sont le plus exposées aux chocs climatiques comme définis dans notre étude. Les effets devraient, de cette manière, se compenser d'où l'absence de significativité du coefficient.

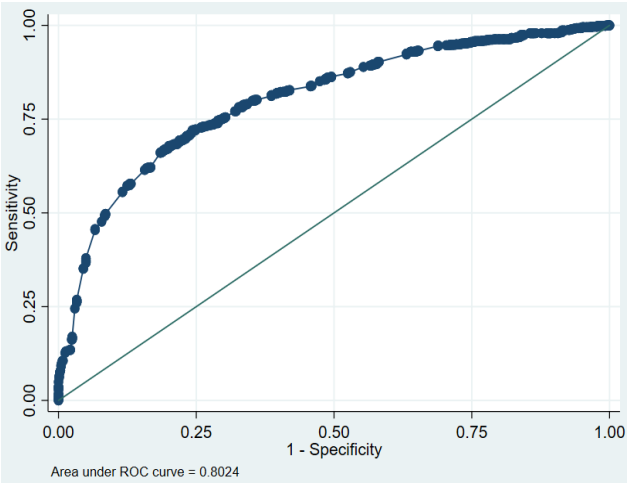
Nous souhaitons nous assurer de la pertinence de l'utilisation du modèle binomiale qui nous semblait nécessaire pour nos estimations étant donné la dichotomie de notre variable d'intérêt. Nous constatons que la prédiction du modèle PROBIT est bonne (>0,5 : 50%). Le taux de bonne prédiction est donc de 73,91%.

Test de bonne prédiction du modèle PROBIT pour « Invest_educ »

Classified	True D	True ~D	Total
+	585	205	790
-	227	639	866
Total	812	844	1656

Classified + if predicted Pr(D) >= .5
True D defined as log_invest_educ != 0

Sensitivity	Pr(+| D)	72.04%
Specificity	Pr(-|~D)	75.71%
Positive predictive value	Pr(D| +)	74.05%
Negative predictive value	Pr(~D| -)	73.79%
False + rate for true ~D	Pr(+|~D)	24.29%
False - rate for true D	Pr(-| D)	27.96%
False + rate for classified +	Pr(~D| +)	25.95%
False - rate for classified -	Pr(D| -)	26.21%
Correctly classified		73.91%



Discussions

En résumant la littérature relative à l'impact des crises économiques et des catastrophes naturelles sur diverses dimensions du bien-être, y compris la décision de scolarisation, Skoufias (2003) conclut : « Il ne serait pas surprenant que la direction et l'ampleur de l'effet des chocs globaux sur la scolarisation et le travail des enfants s'avèrent varier d'un pays à l'autre en fonction du niveau

d'urbanisation et du développement financier et économique. » Malgré la correction du biais de sélection, les résultats observés ne sont valables que dans un système éducatif, un lieu géographique et une période historique donnés précis, qui limitent la représentativité externe de notre étude.

Les éléments relatifs à la section 6.2. y compris les autres interprétations possibles et les tests de robustesse feront l'objet d'une future analyse et seront développés dans celle-ci.

Par ailleurs, comme mentionné précédemment, il aurait été intéressant de s'attarder sur la compréhension des mécanismes comportementaux à l'origine d'effet à moyen terme et non d'effet permanent, notamment grâce à la mise en lumière des effets marginaux décroissants et au poids de l'expérience[59]. Effectivement, les ménages qui résident dans le même milieu rural, fortement exposé aux chocs, sont depuis toujours sujets à cet environnement risqué et choisissent, malgré tout, de scolariser leurs enfants, pour adopter par la suite des stratégies de gestion/prévention du risque en les retirant à court et moyen terme de l'école.

VII. Conclusion

Ce papier nous permet de conclure à la présence de décisions d'arbitrage intertemporel de la part des ménages ruraux en Ethiopie, lorsqu'ils sont confrontés à des chocs de revenu exogènes. Nous avons souhaité étudier, dans cette première analyse, de quelle façon les ménages font face à une baisse de revenu non anticipé en situation d'imperfections du marché du crédit. Nos résultats confirment les conclusions de la littérature existante et permettent d'observer une diminution des intentions de poursuite de la scolarité d'environ 7% (selon les estimations) pour les enfants des ménages ayant subi un choc climatique. La mise en avant d'effets marginaux décroissants fournit les prémices d'explications cognitives à la considération des effets tels que transitoires et non permanents. Également, la prise en considération de l'existence de plusieurs enfants au sein d'un ménage met en lumière les stratégies d'arbitrage prises par les parents lors de l'allocation des ressources pour l'éducation de leurs enfants. La taille de la fratrie semble réduire l'effet du choc climatique sur la déscolarisation des enfants. Bien qu'il existe une discrimination de genre liée à la scolarisation, cet effet ne semble pas être exacerbé par le fait d'être sujet à un choc. Aussi les individus ayant le plus de difficultés scolaires (lire et écrire) sont plus susceptibles de ne pas poursuivre leur scolarité. Cela corrobore le fait que les ménages considèrent qu'il est plus coûteux de retirer de l'école un enfant ayant accumulé plus de capital humain.

Nous mettons en avant dans ce papier une baisse de l'investissement dans le capital humain mais nous n'analysons pas les effets éventuels sur la qualité de l'éducation et sur la production éducative des enfants, ce qui laisse le champ libre à des recherches dans cette voie[60]. L'étude des intentions de déscolarisation à la suite d'un choc négatif de revenu, considéré comme anticipé, fera l'objet d'une prochaine analyse. Cela permettra de mettre en évidence les stratégies de prévention du risque opérées par les ménages et les mécanismes psychologiques à l'origine de ces dernières.

Les arbitrages à court et moyen-terme peuvent avoir des implications permanentes dans l'accumulation du capital humain. En effet, le niveau d'investissement dans l'éducation effectué durant la petite enfance a des effets durables (Cunha et Heckman, 2008 ; Almond et Currie, 2011 ; Gertler et al., 2012). Aussi, au-delà du retrait de l'école, l'aléa climatique lui-même peut avoir des effets sur les capacités d'apprentissage des enfants notamment via la diminution des calories ingérées en raison de productions plus faibles (Nordstrom et Cotton, 2020). Face à ces aléas, les politiques visant à élargir l'accès des

[59] Schweiger et Graf - The Subjective Experience of Poverty (2014)

[60] Joshi (2019) étudie l'impact d'une grave sécheresse sur les résultats scolaires des enfants dans le Maharashtra rural. Il constate que la sécheresse a entraîné une baisse de 4,14 % des résultats en mathématiques et de 2,67 % des résultats en lecture des enfants touchés. Jagnani (2020) étudie l'impact d'une expérience naturelle sur les performances scolaires des enfants dans plusieurs régions indiennes.

ménages au crédit pourraient être efficaces afin de réduire l'ampleur du travail des enfants et de maintenir, voire d'augmenter, leur niveau de scolarisation. De Janvry et al. (2006) examinent le rôle des transferts en espèces comme filet de sécurité de la scolarité des enfants, lorsque les ménages sont soumis à des chocs de revenus. L'étude de Schultz (2004), souligne les effets positifs de transferts d'argent, en période de choc de revenu, conditionnés à la présence des enfants à l'école (PROGRESSA). De la même manière, le modèle de Ravallion et Wodon (2000) prévoit que la subvention apportée aux populations ayant subi un choc de revenu augmente la scolarisation.

Ce sont des objectifs de développement centraux concernant la réalisation de la diminution de la pauvreté, liée aux objectifs du développement durable. Walker et Ryan (1990) montrent que l'éducation dans les villages des PED est une voie vers un emploi plus lucratif en dehors de l'agriculture. L'éducation peut également améliorer la capacité de gestion des exploitations agricoles, en particulier la capacité d'utiliser les nouvelles technologies (voir Rosenzweig, 1995 et Foster et Rosenzweig, 1996). Pour limiter les risques de retrait de l'école, il est important que les ménages bénéficient d'une information sur la qualité éducative et les bénéfices qu'elle rapporte, notamment les familles les plus défavorisées ayant de jeunes enfants. Woldehanna (2015), conclut qu'il est essentiel de lier les programmes de protection sociale à la politique d'éducation, de manière à réduire la vulnérabilité des ménages aux chocs et à limiter les risques d'abandon.

VIII. Bibliographie

Abraham Abebe Asfaw, 2018. "The effect of coffee price shock on school dropout: new evidence from the 2008 global financial crisis," *Applied Economics Letters, Taylor & Francis Journals*, vol. 25(7), pages 482-486, April

Almond, Douglas, et Janet Currie. « Killing Me Softly: The Fetal Origins Hypothesis ». *Journal of Economic Perspectives* 25, nº 3 (1 août 2011): 153-72. https://doi.org/10.1257/jep.25.3.153.

Banerjee, Abhijit V, et Esther Duflo. « The Economic Lives of the Poor ». *Journal of Economic Perspectives* 21, nº 1 (1 janvier 2007): 141-67. https://doi.org/10.1257/jep.21.1.141.

Beck, Thorsten, Asli Demirgüç-Kunt, et Ross Levine. « Finance, Inequality and the Poor ». *Journal of Economic Growth* 12, nº 1 (28 mars 2007): 27-49. https://doi.org/10.1007/s10887-007-9010-6.

Beegle, Kathleen, Rajeev Dehejia, et Roberta Gatti. « Child Labor, Crop Shocks, and Credit Constraints ». Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, novembre 2003. https://doi.org/10.3386/w10088.

Bidou, Jean-Etienne, et Isabelle Droy. « De la vulnérabilité individuelle aux syndromes de vulnérabilité : quelles mesures ? » *Revue Tiers Monde* 213, nº 1 (2013): 123. https://doi.org/10.3917/rtm.213.0123.

Biggeri M. et al., "The puzzle of "idle" children: Neither in school nor performing economic activity : Evidence from six countries". Working Paper - Understanding Children's Work Project Working Paper Series. (2003)

Cerutti, Paula; Crivellaro, Elena; Reyes, German; Sousa, Liliana D.. "Hit and Run? Income Shocks and School Dropouts in Latin America". Policy Research Working Paper;No. 8344. (2018). World Bank, Washington, DC. https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/29404

Crespo Cuaresma, Jesus "Natural Disasters and Human Capital Accumulation". The World Bank Economic Review, 24 (2). (2010). pp. 280-302. ISSN 0258-6770 ORCID: https://orcid.org/0000-0003-3244-6560. https://epub.wu.ac.at/5541/

Cunha, Flavio, James Heckman, et Susanne Schennach. « Estimating the Technology of Cognitive and Noncognitive Skill Formation ». Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, février 2010. https://doi.org/10.3386/w15664.

Dehejia, Rajeev, et Roberta Gatti. « Child Labor: The Role of Income Variability and Access to Credit Across Countries ». Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, juin 2002. https://doi.org/10.3386/w9018.

Dercon, Stefan. « Income Risk, Coping Strategies, and Safety Nets ». The centre for the study of African Economies Working Paper Series. Background paper WDR 2000/01. (2000). https://www.jstor.org/stable/3986329?seq=1.

Dumas, Christelle. « Productivity Shocks and Child Labor: The Role of Credit and Agricultural Labor Markets ». *Economic Development and Cultural Change* 68, nº 3 (avril 2020): 763-812. https://doi.org/10.1086/701828.

Duryea, Suzanne, David Lam, et Deborah Levison. « Effects of Economic Shocks on Children's Employment and Schooling in Brazil ». *Journal of Development Economics* 84, nº 1 (septembre 2007): 188-214. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2006.11.004.

Fatoke-Dato, Mafaïzath A. "Impact of income shock on children's schooling and labor in a West African country", BERG Working Paper Series, No. 102, (2015). ISBN: 978-3-943153-19-4, Bamberg University, Bamberg Economic Research Group (BERG), Bamberg. http://hdl.handle.net/10419/111408

Foster, Andrew, et Esther Gehrke. « Start What You Finish! *Ex Ante* Risk and Schooling Investments in the Presence of Dynamic Complementarities ». Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, novembre 2017. https://doi.org/10.3386/w24041.

Foster, Andrew D., et Mark R. Rosenzweig. « Learning by Doing and Learning from Others: Human Capital and Technical Change in Agriculture ». *Journal of Political Economy* 103, nº 6 (décembre 1995): 1176-1209. https://doi.org/10.1086/601447.

Francesca Marchetta, David Sahn, Luca Tiberti. "The Role of Weather on Schooling and Work of Young Adults in Madagascar". *American Journal of Agricultural Economics*, Oxford University Press (OUP), In press. ffhal-02089749ff

Guillermo E. Perry et al. « Poverty Reduction and Growth : Virtuous and Vicious Circles ». World Bank Latin American and Caribbean studies. DOI : 10.1596/978-0-8213-6511-3 https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/6997.

Haushofer, J., et E. Fehr. « On the Psychology of Poverty ». *Science* 344, nº 6186 (23 mai 2014): 862-67. https://doi.org/10.1126/science.1232491.

Jacoby, Hanan G., et Emmanuel Skoufias. « Risk, Financial Markets, and Human Capital in a Developing Country ». *The Review of Economic Studies* 64, nº 3 (juillet 1997): 311. https://doi.org/10.2307/2971716.

Janvry, Alain de, Frederico Finan, Elisabeth Sadoulet, et Renos Vakis. « Can Conditional Cash Transfer Programs Serve as Safety Nets in Keeping Children at School and from Working When Exposed to Shocks? » *Journal of Development Economics* 79, nº 2 (avril 2006): 349-73. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2006.01.013.

Joshi, Kuhu. "The impact of drought on human capital in rural India". *Environment and Development Economics*, 24, 413-436 (2019). doi:10.1017/S1355770X19000123

Kinda, Tidiane. "Choc de revenu et éducation des enfants en présence d'imperfection du marché du crédit : Le cas du Malawi". *Recherches Economiques de Louvain/ Louvain Economic Review*, Vol. 76, No. 4 (2010), pp. 391-411. URL: https://www.jstor.org/stable/25767270

Krueger. A. "Observations on international labor standards and trade", NBER Working Paper T0254, 1996

Lim, Sung Soo. « Parental Chronic Illness and Child Education: Evidence from Children in Indonesia ». *International Journal of Educational Development* 73 (mars 2020): 102099. https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2019.102099.

Martinoty, Laurine. « Stratégie familiale de gestion des chocs: L'offre de travail des épouses en réponse aux fermetures d'entreprises en Argentine ». *Revue économique* 65, nº 4 (2014): 537. https://doi.org/10.3917/reco.654.0537.

Nazmul Chaudhury & Luc Christiaensen & Mohammad Niaz Asadullah, 2006. "Schools, Household, Risk, and Gender: Determinants of Child Schooling in Ethiopia," CSAE Working Paper Series 2006-06, *Centre for the Study of African Economies*, University of Oxford.

Nordstrom, Ardyn, et Christopher Cotton. « Impact of a Severe Drought on Education: More Schooling but Less Learning ». *SSRN Electronic Journal*, 2020. https://doi.org/10.2139/ssrn.3601834.

Noy, Ilan. « The Macroeconomic Consequences of Disasters ». *Journal of Development Economics* 88, nº 2 (mars 2009): 221-31. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2008.02.005.

Philippe de Vreyer, Nathalie Guilbert, Sandrine Mesplé-Somps. The 1987-89 Locust Plague in Mali : Evidences of the Heterogeneous Impact of Income Shocks on Education Outcomes. (2012). ffhal-00961739ff

Ravallion, Martin, et Quentin Wodon. « Does Child Labour Displace Schooling? Evidence on Behavioural Responses to an Enrollment Subsidy ». *The Economic Journal* 110, nº 462 (1 mars 2000): C158-75. https://doi.org/10.1111/1468-0297.00527.

Sawada Yasuyuki et al. "Sequential schooling decisions of households : an analysis of fiels survey data from rural Pakistan" Development Research Group, The World Bank. (2000).

Shah, Manisha, et Bryce Millett Steinberg. « Drought of Opportunities: Contemporaneous and Long Term Impacts of Rainfall Shocks on Human Capital ». Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, juin 2013. https://doi.org/10.3386/w19140.

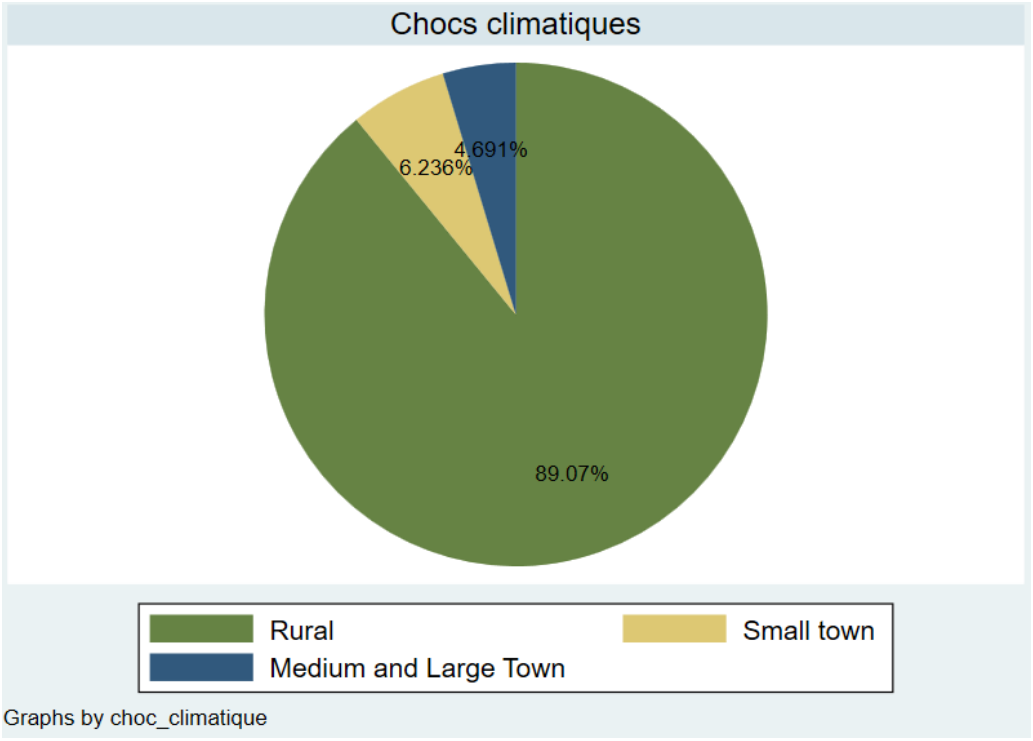
Simonet, Catherine. « Changement climatique, chocs pluviométriques et sécurité alimentaire: essais sur l'usage de l'information climatique en économie du développement ». Phdthesis, Université d'Auvergne - Clermont-Ferrand I, 2012. https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-00859800.

Parker Susan W. et Skoufias Emmanuel « The impact of PROGRESA on work, leisure, and time allocation». International Food Policy Research Institute. (2000) https://www.semanticscholar.org/paper/THE-IMPACT-OF-PROGRESA-ON-WORK%2C-LEISURE%2C-AND-TIME-Parker-Skoufias/024a62dbd33443cbe49088b4ea705bcf051fd55a.

T.Woldehanna (2015). Economic shocks and children's dropout from primary school : implications for education policy in Ethiopia.

IX. Annexes

Graphique 1 : Répartition des chocs pluviométriques par régions



La variable « choc_climatique » regroupe à la fois les chocs climatiques de revenu ayant un effet supposé négatif sur la scolarisation (inondation, etc) ainsi que ceux ayant un effet supposé positif ou ambigu sur la scolarisation (sécheresse). Pour un total de 5500 ménages affectés par les chocs exogènes, 4899 ont été comptabilisés dans les zones rurales, 343 dans les petites villes et 257 dans les zones urbaines de moyenne/grande taille.

Table 1 : Différences moyennes pour les caractéristiques observables par régions

savings	Contrast	Std. Err.	Unadjusted t	P>|t|	Unadjusted [95% Conf.	Interval]
rural						
Urban vs Rural	-.3135631	.008817	-35.56	0.000	-.330846	-.2962802

financials_fa~s	Contrast	Std. Err.	Unadjusted t	P>|t|	Unadjusted [95% Conf.	Interval]
rural						
Urban vs Rural	-.3959789	.0075381	-52.53	0.000	-.4107549	-.3812029

attended_school	Contrast	Std. Err.	Unadjusted t	P>|t|	Unadjusted [95% Conf.	Interval]
rural						
Urban vs Rural	-.2958377	.0072128	-41.02	0.000	-.3099754	-.2817

Les variables "savings, financials_facilities, attended_school", représentent respectivement l'épargne, l'accès aux outils financiers et le fait d'avoir déjà été à l'école. Nous constatons, grâce aux ttests, que toutes les différences sont significatives à 99% (***). Les variables sont des variables dichotomiques égales à 0 si la réponse est Oui et 1 sinon. Les ménages ruraux possèdent en moyenne une moins bonne inclusion financière et une moins bonne capacité à épargner que les ménages urbains, pour un total de 11 810 répondants. Ils sont, par ailleurs,

*moins disposés à aller à l'école (-0,29 ***) que les ménages urbains, ce qui est considérable étant donné la variance maximale possible de 1 (20 459 répondants).*

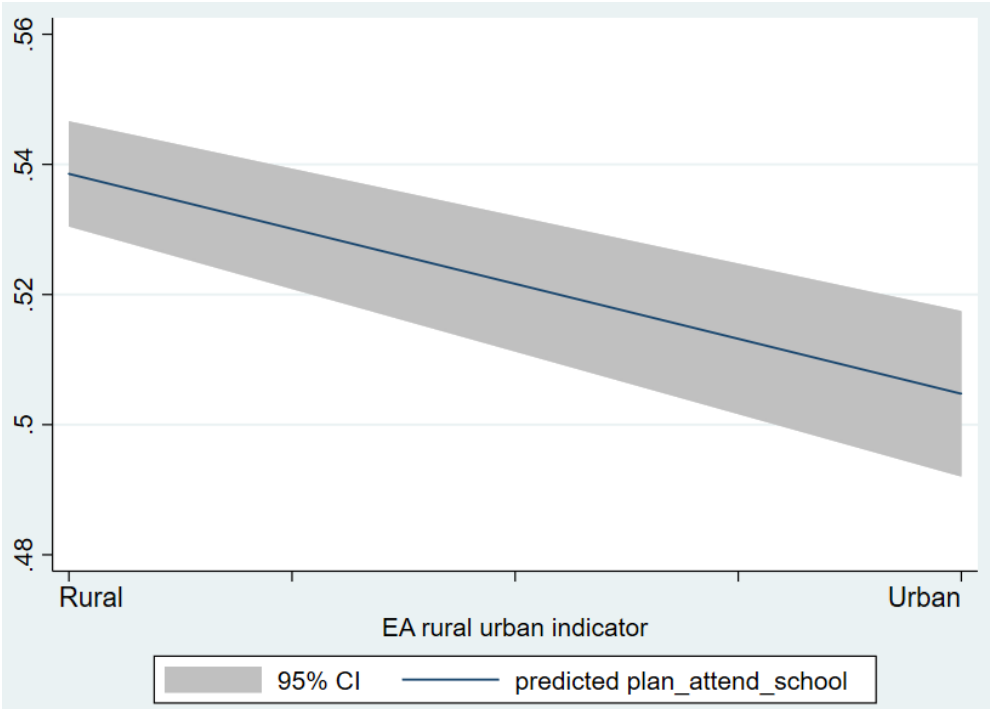
Table 2 : Intentions d'investissement dans le capital humain par régions

Do you plan to attend school next year?	EA rural urban indicator			
	Rural	Small tow	Medium an	Total
Yes	6,758	819	2,105	9,682
	46.15	49.82	49.41	47.12
No	7,887	825	2,155	10,867
	53.85	50.18	50.59	52.88
Total	14,645	1,644	4,260	20,549
	100.00	100.00	100.00	100.00

Nous constatons que la variable qui exprime la décision d'investissement dans le capital humain pour la période t+1 est plus ou moins également distribuée pour les régions (environ 50% de réponses négatives). Cependant ce pourcentage augmente à près de 54% pour les zones rurales, ce qui conforte notre intuition selon laquelle la décision de scolarisation n'est pas aléatoirement distribuée en fonction des régions.

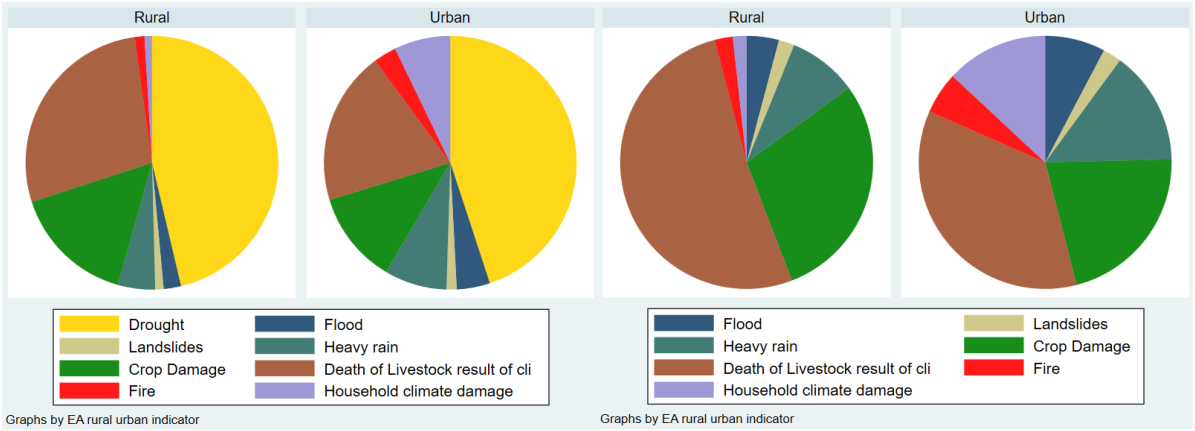
Figure 4 : Significativité de la différence d'investissement dans le capital humain par régions (prédiction ttest)

plan_attend_s~l	Contrast	Std. Err.	Unadjusted t	Unadjusted P>|t|	Unadjusted [95% Conf.	Interval]
rural Urban vs Rural	-.033803	.007692	-4.39	0.000	-.04888	-.018726



Le ttest ainsi que la modélisation de la prédiction montrent qu'en moyenne, un ménage situé dans une zone urbaine est moins enclin à déscolariser ses enfants qu'un ménage en zone rurale (significatif à 95%). En effet, la variable « plan_to_attend_school » est égale à 1 si le ménage à l'intention de déscolariser à la période t+1 et 0 sinon, or, nous constatons que la valeur moyenne pour cette variable est de 0,035 points inférieure pour les ménages urbains que pour les ménages ruraux (0,5047 vs 0,5385).

Graphique 2 : Choix des chocs pluviométriques et prévalence par régions



Les chocs de revenu définis comme exogènes et qui relèvent d'une expérience naturelle sont ceux constitutifs de notre variable explicative. Ces chocs pluviométriques sont différenciés entre ceux ayant un impact supposé positif sur la scolarisation (sécheresse) et ceux ayant un impact supposé négatif sur la scolarisation. Ces derniers sont les suivants : inondation, éboulements, fortes pluies, dégâts sur les cultures, perte de bétail issue d'un choc pluviométrique, feu naturel, dégâts matériel issus d'un choc pluviométrique. Nous pouvons constater sur les deux premiers graphiques que la sécheresse est le choc plus fréquent peu importe la situation géographique. Les deux graphiques de droite montrent que les chocs de revenu correspondant à la perte de bétail et aux dommages sur les cultures sont ensuite les plus fréquents pour le milieu rural.

Table 3 : Affectation au choc aléatoirement distribuée parmi les groupes

affected_s~k	Contrast	Std. Err.	Unadjusted t	Unadjusted P>|t|	Unadjusted [95% Conf.	Interval]
savings						
No vs Yes	.0122057	.0127392	0.96	0.338	-.0127666	.037178

affected_shock	Contrast	Std. Err.	Unadjusted t	Unadjusted P>|t|	Unadjusted [95% Conf.	Interval]
salary						
Medium & high revenu vs Low revenu	-.0115385	.0664036	-0.17	0.862	-.1421691	.1190922

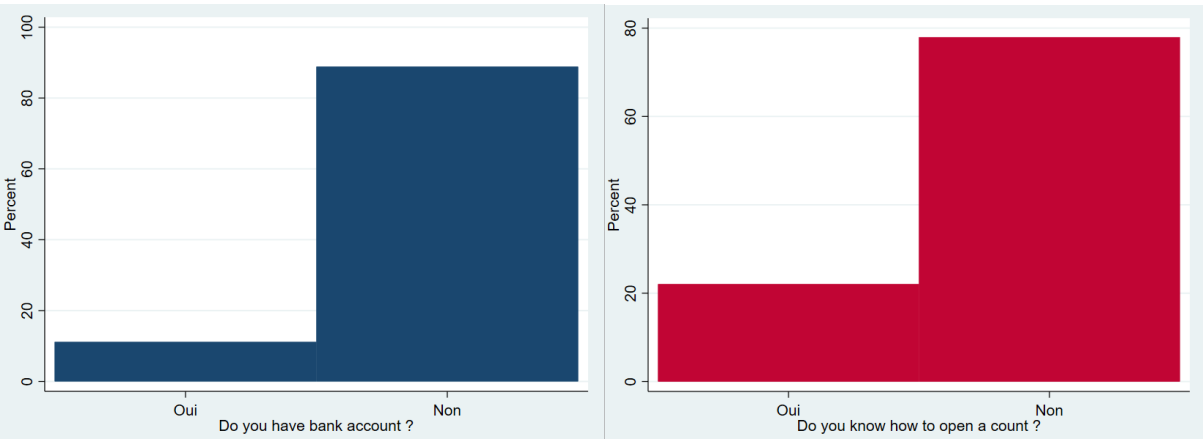
Ces ttests nous permettent de nous assurer de la similitude de nos deux groupes hypothétiques pour des caractéristiques observables qui peuvent être corrélées avec les intentions de déscolarisation/scolarisation et que nous n'avons pas pu intégrer dans notre modèle en variable de contrôle. En effet, soit ces variables étaient à l'origine d'un biais d'endogénéité trop important, soit leur incorporation réduisait de manière considérable la taille de notre échantillon, limitant la robustesse des résultats. Nous constatons que ni la variable qui recense le revenu des ménages (salary : P>|t|=0.86), ni la variable qui fait état de leur épargne (savings : P>|t|=0.34) n'ont un rôle statistiquement significatif dans le fait d'être sujet à un choc climatique exogène ou non pour les ménages ruraux de notre échantillon. Ainsi, ce ne sont pas les caractéristiques observables qui définissent l'appartenance hypothétique au groupe contrôle (aucun choc subi) ou au groupe traité (sujet à un ou plusieurs chocs). Les chocs sont bien distribués aléatoirement au sein de nos ménages ruraux sélectionnés et au vu de notre variable dépendante.

Table 4 : Exposition aux chocs aléatoirement distribuée en fonction des terres

choc_climat	Contrast	Std. Err.	Unadjusted t	Unadjusted P>|t|	Unadjusted [95% Conf.	Interval]
foncier						
Autres vs Propriétaire terrien	-.0369214	.0286489	-1.29	0.198	-.0930867	.0192438

La variable « foncier » est égale à 0 si le ménage est propriétaire terrien et 1 sinon. Nous constatons que le statut foncier des ménages ruraux n'a pas un impact significatif (P>|t|=0.198) sur leur exposition aux chocs de revenu exogène, définie comme notre variable explicative.

Figure 5 : Accès au marché du crédit et de l'assurance pour les ménages ruraux



Seuls 11,2% des ménages ruraux possèdent un compte bancaire leur permettant de contracter un crédit ou de souscrire à une assurance. De plus, 78% des ménages ruraux déclarent ne pas avoir les informations suffisantes pour ouvrir un compte bancaire. Par ailleurs, aucun des ménages interrogés ne déclare avoir une assurance et 4313/7760 d'entre eux expliquent qu'ils ne savent pas à quoi cela pourrait servir alors que 1517/7760 d'entre sont situés trop loin d'une quelconque institution financière.

Table 5 : Estimateur naïf, sécheresse et déscolarisation

	log_invest_educ
shock_pos	-0.011
	(0.72)
_cons	0.675
	(30.03)
R^2	0.00
N	1,804

** p < 0,05, ** p < 0,01. Les écart-types sont mentionnés entre parenthèses. Le « shock_pos » matérialise la sécheresse, définie comme un choc exogène de revenu. L'échantillon comprend les ménages interrogés entre 2011 et 2016 et exclut les ménages situés dans les zones urbaines. Donnés provenant de l'ESS.*

Table 6 : Estimateur naïf, choc pluviométrique négatif et déscolarisation

	log_invest_educ
shock_climate	0.073**
	(6.40)
_cons	0.781
	(15,71)
R^2	0.02
N	1,815

** p<0.05; ** p<0.01. Le « shock_climate » matérialise le choc pluviométrique ayant un effet supposé négatif sur la scolarisation, défini comme un choc exogène de revenu. Données provenant de l'ESS.*

Table 7 : Test d'Hausman, significativité du modèle à effets fixes sous l'hypothèse nulle

	Coefficients (b) re	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
shock_clim~e	-.0607117	-.0551603	-.0055514	.
sexe	.0654249	.0680503	-.0026253	.0015651
any_diffic~y	-.1596459	-.1547024	-.0049435	.
read_write	.3562353	.3505028	.0057325	.
employed_c~l	-.2188217	-.2333912	.0145695	.0083528
father_educ	.0025214	.0026749	-.0001535	.
mother_educ	.0010643	.0010945	-.0000302	.
no_food_year	.0330639	.0340609	-.000997	.
owner	-.1850044	-.1732187	-.0117857	.

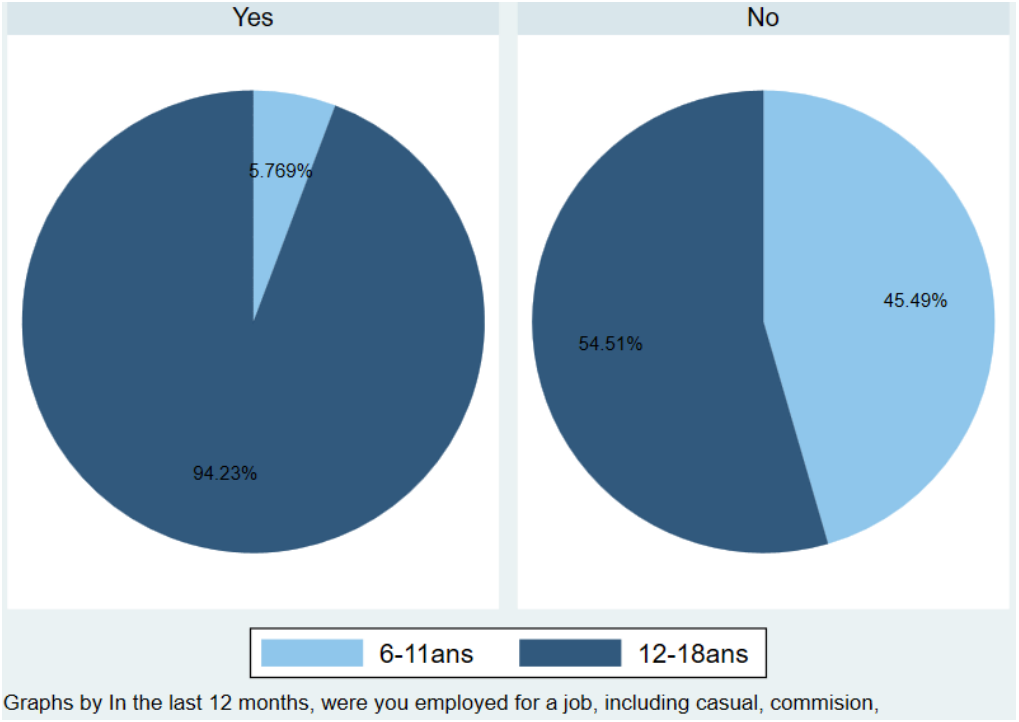
```
                b = consistent under Ho and Ha; obtained from regress
    B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from areg

Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic

              chi2(9) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
                      =    -2.63    chi2<0 ==> model fitted on these
                                    data fails to meet the asymptotic
                                    assumptions of the Hausman test;
                                    see suest for a generalized test
```

Dans notre modèle de régression linéaire, le test d'Hausman permet de tester la différence entre le modèle à effets fixes, supposé convergent sous l'hypothèse nulle et l'hypothèse alternative, et le modèle à effets marginaux simples. Chi2<0 suggère que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle H0. La différence entre les deux coefficients au vu du test d'Hausman ne semble pas statistiquement significative. Données provenant de l'ESS.

Graphique 3 : Statut employé par classes d'âge chez les enfants



Nous constatons qu'à la réponse « Avez-vous été employé lors des douze derniers mois ? », 94% des enfants (6-18 ans) qui répondent « oui » ont entre 12 et 18 ans.