

Economics School of Louvain - ESL

Economics School of Namur - ESN

Dans quelle mesure les programmes de graduation protègent-ils les bénéficiaires des chocs de santé ?

Auteur : Donatien Hannequart

Directeur : Catherine Guirkingier

Lecteur : Jean-Marie Balland

Année académique 2026-2027

Master en sciences économiques – 120 crédits – Finalité : Spécialisée

Résumé

Les programmes de graduation combinant transfert d'actif productif, accompagnement et soutien temporaire à la consommation, ont démontré leur capacité à déplacer durablement des ménages ultra-pauvres au-dessus d'un seuil critique de pauvreté. Cependant, la littérature reste largement silencieuse sur une question tout aussi centrale: ces ménages, une fois positionnés au-dessus de ce seuil, sont-ils pour autant protégés contre de nouveaux chocs négatifs susceptibles de les y faire retomber? Ce mémoire s'intéresse spécifiquement aux chocs de santé, principale cause documentée de bascule dans la pauvreté, et dont la nature impacte à la fois le capital et la productivité de l'individu. À partir des données du programme "Targeting the Ultra-Poor" de Bandhan au Bengale-Occidental, suivies sur dix ans par BANERJEE et al. (2021), ce mémoire via la création de différents proxys, teste économétriquement si les ménages bénéficiaires du programme se montrent plus résilients face à un choc de santé que les ménages non traités, à travers une série de régressions ANCOVA.

Remerciements

Je tiens tout d'abord à remercier ma promotrice, Madame Catherine Guirkinger. C'est son cours "World Poverty and Inequality: Diagnostic and Policies" qui m'a donné une réelle envie d'approfondir les questions liées à la pauvreté et de m'orienter vers l'économie du développement. Son encadrement tout au long de ce mémoire, ses conseils avisés et sa disponibilité, en particulier lors de la définition de la stratégie économétrique, ainsi que ses relectures attentives, m'ont permis d'affiner sensiblement la qualité de ce mémoire. Enfin, je la remercie également pour m'avoir recommandé auprès de Iles de Paix, ce qui m'a permis d'effectuer un stage dans leur antenne au Bénin. Cette première expérience dans le monde de l'aide au développement a été extrêmement enrichissante.

Je remercie le lecteur, Monsieur Jean-Marie Balland, pour le temps consacré à l'évaluation de ce mémoire ainsi que pour l'intérêt porté à ce travail.

Je remercie également l'ensemble des membres de Iles de Paix Bénin qui m'ont chaleureusement accueilli et formé durant trois mois de stage. Cette expérience m'a permis d'approfondir ma compréhension des enjeux de la lutte contre la pauvreté et d'observer une application concrète des théories abordées durant mes études. De plus, elle m'a été très utile lors de l'élaboration de ce mémoire, plusieurs lectures faisant écho à ce que j'avais pu observer sur le terrain au Bénin.

Je remercie aussi l'ensemble du corps professoral du Master en économie pour la formation rigoureuse qu'il m'a offerte durant ces deux années. Les enseignements reçus, notamment en économétrie et en économie du développement, ont constitué le socle indispensable à la réalisation de ce mémoire.

Je souhaite enfin exprimer ma gratitude envers ma famille et mes proches pour leur soutien constant et leurs encouragements.

Table des matières

1	Introduction	6
2	Revue de littérature	8
2.1	Piège de pauvreté: modèle théorique	8
2.2	Les causes du piège de pauvreté	10
2.2.1	Frictions liées aux marchés	10
2.2.2	Frictions liées à la rareté des ressources	11
2.2.3	Des causes multiples	11
2.3	Evidences empiriques du piège de pauvreté	12
2.4	Le programme de graduation	14
2.4.1	Effets robustes à court, moyen et long terme	14
2.4.2	Importance du seuil de transfert	15
2.4.3	Réallocation vers des activités plus productives	16
2.4.4	Le rôle de la santé mentale	17
2.4.5	Le rapport bénéfice/coût du programme	17
2.5	Robustesse aux chocs	18
2.5.1	Asymétrie entre sorties et entrées dans la pauvreté	18
2.5.2	Discussion conceptuelle	19
2.5.3	Les programmes de graduations et leurs robustesses aux chocs . . .	20
2.6	Effets des chocs sur la santé	21
2.6.1	Frictions de marché	22
2.6.2	Rareté des ressources	23
3	Design expérimental	24
3.1	Le programme et le ciblage des bénéficiaires	24
3.2	Contenu de l'intervention	25
3.3	Collecte des données	25
3.4	Construction des variables et indices	25
3.5	Modèle empirique	27
3.5.1	Vérification de l'exogénéité des chocs	28
3.5.2	Effet des chocs sur les indices de BANERJEE et al. (2021)	29
3.5.3	Effet différencié selon le statut de traitement	29
3.6	Résultats	31
3.6.1	Vérification de l'exogénéité	31
3.6.2	Effet des chocs sur les indices	32
3.6.3	Effet différencié selon le statut de traitement	37
3.7	Discussion	43

4	Conclusion	45
5	Bibliographie	48

1 Introduction

Les mécanismes permettant de sortir durablement les ménages de l'extrême pauvreté figurent parmi les principales questions étudiées par l'économie du développement. Deux grandes explications s'affrontent traditionnellement dans la littérature. La première attribue la persistance de la pauvreté à des différences fondamentales entre individus, comme le talent, la motivation ou les capacités innées. La seconde l'explique par l'existence de pièges de pauvreté. Il s'agit d'un état qui maintient durablement certains ménages en dessous d'un seuil de capital, indépendamment de leurs caractéristiques individuelles.

Ce second cadre théorique repose sur l'existence de frictions. Celles-ci empêchent les ménages pauvres d'accumuler du capital au même rythme que les ménages plus aisés. Selon GHATAK (2015), ces frictions peuvent être de deux natures: les frictions liées aux marchés et les frictions liées à la rareté des ressources.

Face à ce constat, les programmes de graduation se sont imposés, au cours des deux dernières décennies, comme une intervention prometteuse. Ils visent à pousser les ménages ultra-pauvres au-delà de ce seuil critique. En combinant un transfert unique d'actif productif, un accompagnement intensif, une aide temporaire à la consommation et un accès à l'épargne, ces programmes agissent simultanément sur les deux types de frictions identifiés par GHATAK (2015). Un ensemble croissant de travaux empiriques a démontré la capacité de ces interventions à générer des effets positifs et persistants sur le bien-être des ménages bénéficiaires sur des horizons pouvant atteindre dix ans (BALBONI et al., 2022; BANERJEE et al., 2015, 2021).

Ces résultats encourageants laissent toutefois ouverte une question fondamentale, encore peu explorée par la littérature: un ménage durablement positionné au-dessus du seuil critique de pauvreté est-il pour autant à l'abri de nouveaux chocs négatifs? Cette interrogation prend tout son sens à la lumière d'une asymétrie documentée entre les mécanismes de sortie et d'entrée dans la pauvreté. Les sorties durables s'expliquent principalement par des caractéristiques structurelles telles que la diversification des sources de revenus. Les entrées dans la pauvreté, elles, résultent le plus souvent de chocs ponctuels et imprévisibles, au premier rang desquels figurent les chocs de santé (KRISHNA, 2007). Un choc de santé présente en outre la particularité de combiner deux canaux de vulnérabilité simultanés. D'une part il réduit directement le capital du ménage à travers les dépenses de soins. D'autre part il dégrade sa productivité via la perte de capacité de travail de l'individu affecté, ce qui impacte le seuil critique de pauvreté. Or, si les programmes de graduation permettent aux ménages de franchir ce seuil, rien ne garantit qu'ils les protègent également contre ce type de choc. Leur conception ne cible en effet pas les frictions spécifiques au marché de la santé.

Ce mémoire se propose ainsi de répondre à la question suivante: dans quelle mesure les programmes de graduation protègent-ils les ménages bénéficiaires contre les chocs de

santé ? Il contribue à la littérature sur trois plans. Premièrement, il met en évidence les différents canaux d’impact d’un choc de santé sur les ménages. Deuxièmement, il interroge empiriquement la robustesse dans le temps des effets des programmes de graduation face à un choc sur la santé, effets encore peu explorés dans la littérature. Troisièmement, il met en évidence, de façon plus générale, la difficulté intrinsèque à mesurer un choc de santé auto-déclaré indépendamment du traitement ou des ressources du ménage.

Pour répondre empiriquement à cette question, ce travail exploite les données du programme TUP mis en œuvre par l’ONG Bandhan au Bengale-Occidental à partir de 2007. Ces données ont été suivies sur dix ans par BANERJEE et al. (2021) auprès de 978 ménages ultra-pauvres. Cette étude a démontré la capacité du programme à sortir durablement les ménages de la pauvreté mais elle n’a pas exploré la question de leur robustesse face aux chocs. L’identification empirique repose sur une série de régressions ANCOVA estimées à trois vagues d’enquête (18 mois, 3 ans et 7 ans). Elle inclut un terme d’interaction entre un indicateur de choc de santé déclaré par le ménage et son statut de traitement, appliqué aux différents indices de bien-être construits par BANERJEE et al. (2021).

Les résultats obtenus se heurtent cependant à une difficulté d’interprétation majeure. Contrairement à l’intuition économique standard, la variable de choc de santé est associée à un effet positif sur plusieurs indices de bien-être, y compris au sein du groupe de contrôle. Ce résultat contre-intuitif suggère que la variable mobilisée capte moins la survenue effective d’un problème de santé que la propension du ménage à engager une dépense pour s’y confronter. Elle introduit ainsi un possible biais de mesure, à l’origine d’un problème de causalité inverse: plutôt que la variable n’explique le niveau des indices de bien-être, ce sont ces indices qui pourraient en partie déterminer sa valeur. La mobilisation d’une variable alternative, fondée sur le nombre de jours de travail perdus pour cause de maladie, va en partie dans ce sens, sans permettre de le confirmer pleinement.

Malgré cette limite, l’analyse des résultats fait émerger un comportement d’anticipation de la part des ménages traités, similaire à celui observé par BALBONI et al. (2022). À mesure que le programme produit ses effets, les ménages substitueraient un ajustement de leur consommation à la liquidation de leur capital productif pour faire face aux dépenses supplémentaires liés à un choc de santé. Ils préserveraient ainsi leur trajectoire de sortie durable de la pauvreté.

La suite de ce mémoire s’organise comme suit: la section 2 propose une revue de la littérature. Elle pose le cadre théorique du piège de pauvreté, présente le fonctionnement des programmes de graduation, puis les canaux par lesquels un choc de santé peut faire replonger un ménage sous le seuil critique de pauvreté. Les sections 3 et 4 contiennent l’analyse empirique. La section 5 conclut.

2 Revue de littérature

2.1 Piège de pauvreté: modèle théorique

Selon BALBONI et al. (2022), il existe deux grandes théories permettant d'expliquer pourquoi les pauvres ne parviennent pas à accumuler davantage de capital. La première attribue cette difficulté à des différences fondamentales entre individus comme la motivation, le talent, les comportements, etc. La seconde l'explique plutôt par une différence d'accès aux opportunités. Ces deux théories peuvent être illustrées à l'aide de deux graphiques représentant l'accumulation de capital.

Avant de présenter ces deux graphiques, nous allons commencer par reprendre l'équation de transition de BALBONI et al. (2022) qui permet de décrire comment le stock de capital/actifs productifs d'un ménage évolue entre deux périodes. L'équation de transition se définit comme celle qui permet de lier le capital individuel i sur deux périodes de temps.

$$K_{i,t+1} = \phi(K_{i,t}) \quad (1)$$

$K_{i,t}$ représente le capital de l'individu i au temps t et $\phi_i(K_{i,t})$, la fonction de transition, qui capture la dynamique d'accumulation (ou de décumulation) du capital. En faisant l'hypothèse qu'il n'y a pas d'accès au crédit ou au marché de location, BALBONI et al. (2022) définissent la fonction de transition ainsi:

$$\phi_i(K_{i,t}) = s_i A_{i,v} f(K_i) + (1 - \delta) K_{i,t} \quad (2)$$

Notons également $Y_i = A_{i,v} f(K_i)$ où $f(\cdot)$ représente la fonction de production, $A_{i,v}$ les traits individuels i ou spécifiques au village v .

s_i représente le taux d'épargne et δ le taux de dépréciation du capital dans le temps.

BALBONI et al. (2022) font ici l'hypothèse d'absence de marché du crédit ou de location, considérant que c'est une des imperfections du marché que les pauvres rencontrent. J'y reviendrai plus loin.

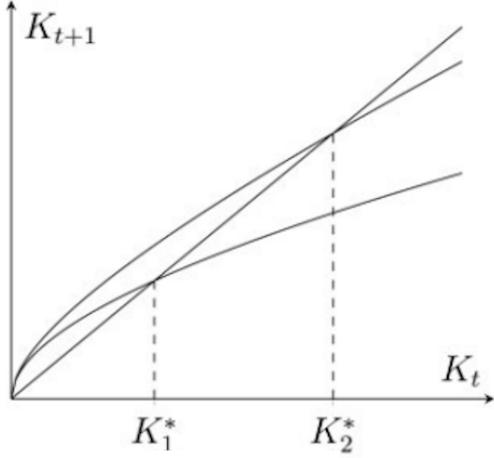


FIGURE 1 – Fonction de production
(BALBONI et al., 2022)

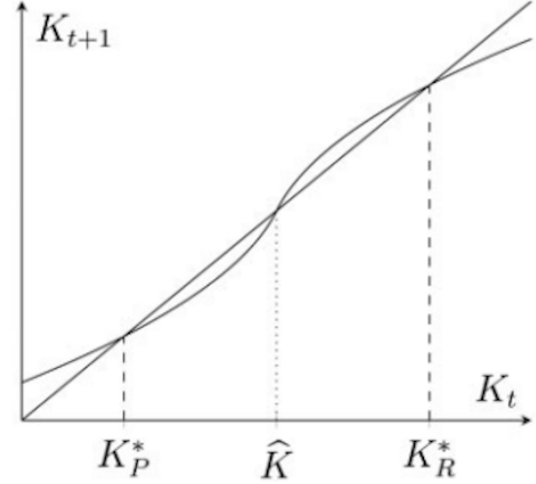


FIGURE 2 – Courbe en S (BALBONI et al.,
2022)

La Figure 1 et la Figure 2 représentent deux fonctions de transitions différentes. La Figure 1 représente 2 ménages différents, chacun représenté par une courbe, et chacun avec leurs propres points d'équilibre. Les points d'équilibre correspondent aux points d'intersection entre la courbe de la fonction de transition et la droite à 45°, c'est-à-dire le point où K_t est égal à K_{t+1} . Logiquement, le ménage le plus aisé est représenté par la courbe du dessus et le ménage le plus pauvre par la courbe du dessous. Selon cette représentation, le ménage le plus pauvre atteindra le point à l'équilibre K_1^* et ne pourra jamais atteindre K_2^* . Inversement, le ménage le plus aisé est voué à atteindre son point d'équilibre K_2^* qui ne sera jamais K_1^* . Cette figure illustre donc la première théorie: les pauvres sont pauvres dus à des différences fondamentales, innées, que rien ne pourra résoudre. De plus, que ce soit pour les ménages pauvres ou plus aisés, augmenter le capital des pauvres au-delà de leurs points d'équilibre, K_1^* pour les pauvres et K_2^* pour les plus aisés, c'est à dire les pousser vers la droite de leur zone d'équilibre, ne sera que temporaire. Ils reviendront vers leur point d'équilibre initial étant donné qu'à cet endroit K_t est supérieur à K_{t+1} et que de ce fait le capital décroîtra jusqu'à atteindre à nouveau son point d'équilibre.

La Figure 2 illustre la deuxième théorie: les pauvres sont enfermés dans un piège de pauvreté. Leur situation n'est pas due à un manque de motivation ou de capacités mais à un manque d'accès aux mêmes opportunités que les plus aisés, dû à différentes frictions comme une absence de marchés du crédit, hypothèse justement émise par BALBONI et al. (2022).

Sur cette figure, nous avons trois points d'équilibre, mais seuls deux sont stables. K_P^* illustre le point d'équilibre stable des ménages pauvres et K_R^* des ménages plus aisés. $\hat{K}$ représente le point d'équilibre instable. Celui-ci est dû à une partie convexe de la courbe se situant en dessous de la droite à 45°. Dans cette zone, $k_{t+1} < k_t$, autrement dit le capital

décroît dans le temps. Ainsi, un ménage se trouvant juste à gauche de $\hat{K}$ va voir son capital diminuer au fil du temps pour se retrouver au niveau de K_P^* , alors qu'un ménage se trouvant juste à droite de $\hat{K}$ va voir son capital augmenter jusqu'au niveau de K_R^* . Par conséquent, deux ménages identiques dont le capital initial diffère peuvent aboutir à des points d'équilibre et à des niveaux de revenus radicalement différents si l'un a un capital initial légèrement supérieur à $\hat{K}$ et l'autre légèrement inférieur à $\hat{K}$.

2.2 Les causes du piège de pauvreté

Quelles sont réellement les frictions qui peuvent amener à un piège de pauvreté? Selon GHATAK (2015), les pauvres font face à deux frictions majeures: les frictions liées aux marchés et les frictions liées à la rareté des ressources.

La friction liée aux marchés implique que les individus pauvres opèrent dans un environnement extérieur défavorable. Ainsi la pauvreté est non seulement inéquitable mais également inefficace: les pauvres ne sont pas responsables de leur environnement défavorable et celui-ci les empêche de maximiser leur utilité et de maximiser la croissance économique de l'Etat. La rareté des ressources, quant à elle, implique que les pauvres sont sujets à différentes pressions et contraintes qui les poussent à faire des choix différents susceptibles de les maintenir dans la pauvreté.

2.2.1 Frictions liées aux marchés

Il existe 2 principales frictions liées au marché. Tout d'abord, les frictions du marché du capital qui empêchent l'accès au marché du crédit ou de l'emprunt. Elles empêchent les individus pauvres d'investir directement dans du capital productif afin d'atteindre leur niveau de capital optimal K_R^* . Néanmoins, cette friction à elle seule ne suffit pas à expliquer le piège de pauvreté: les ménages peuvent toujours accumuler du capital par la seule épargne. Certes, la convergence vers $\hat{K}$ sera plus lente, mais elle finira par se réaliser théoriquement à long terme. La deuxième friction est la non-convexité des capitaux. La figure 2 ne représente pas ce cas spécifique mais cette friction conduit au même résultat. Ce qui caractérise les pauvres, c'est qu'ils ne possèdent que très peu, voire aucun capital. Certains capitaux de départ sont indivisibles, comme une vache ou une parcelle de terre. La courbe de transition sera ainsi non continue, obligeant les ménages à accumuler une certaine somme avant de pouvoir l'investir et ainsi augmenter leur capital. Ainsi ils devront soit épargner nettement plus longtemps, soit prendre un crédit assez élevé afin de quitter la partie convexe de la courbe et se retrouver au-dessus de la droite à 45°. Là encore, cette friction seule n'entraîne pas nécessairement un piège de pauvreté. Néanmoins, combinée à l'absence de marché du crédit, elle peut rendre la convergence vers l'état stationnaire encore beaucoup plus lente l'individu se retrouvant alors bloqué à $\hat{K}$.

Ainsi ces deux frictions ne justifient pas à elles seules le fait que les individus se

retrouvent bloqués dans un piège de pauvreté. En effet, tant que l'épargne fonctionne, les individus arriveront toujours sur le long terme à atteindre K_R^* . Or, lorsque les capacités d'épargne du ménage sont très faibles, le temps nécessaire pour atteindre le seuil optimal par la seule épargne peut devenir si long qu'il décourage lui-même toute projection vers l'avenir, empêchant ainsi le ménage de l'atteindre. De plus, d'autres frictions peuvent influencer l'épargne des individus, comme nous allons le voir ci-dessous.

2.2.2 Frictions liées à la rareté des ressources

Ces frictions opèrent lorsque les individus ont des préférences non-homothétiques, qui génèrent de forts effets de revenu. Contrairement aux préférences homothétiques, où la structure de consommation reste identique quel que soit le niveau de richesse, les préférences non-homothétiques impliquent que les choix des individus varient selon leur niveau de revenu (GHATAK, 2015).

Lorsqu'un ménage est très pauvre, l'effet de revenu implique que chaque unité supplémentaire de ressources soit prioritairement allouée à la consommation de subsistance immédiate plutôt qu'à l'épargne ou à l'investissement. Ainsi, en dessous d'un certain seuil de richesse, ici $\hat{K}$, le taux d'épargne effectif s est trop faible pour permettre une accumulation positive, tandis qu'au-dessus de ce seuil l'accumulation est possible et va permettre d'atteindre $\hat{K}$. En conséquence, les pauvres peuvent adopter des comportements qui, bien que parfaitement rationnels étant donné leurs contraintes, contribuent à perpétuer leur situation. On peut retrouver une aversion au risque excessif qui les pousse à refuser des investissements rentables, un sous-investissement dans l'éducation de leurs enfants, ou encore une attention insuffisante portée à leur propre santé. GHATAK (2015) va encore plus loin en étendant l'effet de revenu à d'autres ressources rares que le capital financier telles que le temps ou les capacités cognitives. La pauvreté peut imposer une charge mentale, ou encore réduire le temps libre disponible. Ainsi un pauvre peut investir moins de temps dans l'éducation de son fils, juste par manque de temps créé par la pauvreté.

2.2.3 Des causes multiples

GHATAK (2015) estime que l'existence d'une friction de marché n'est ni une condition nécessaire, ni une condition suffisante à l'existence d'un piège de pauvreté. Différentes frictions de marché peuvent coexister entre elles, mais peuvent également coexister avec des frictions liées à la rareté des ressources. Dès lors, éliminer l'une de ces frictions à l'aide d'une politique ciblée ne suffit pas nécessairement à sortir les individus de la pauvreté. Cela permet d'expliquer pourquoi certaines interventions, comme un meilleur accès au crédit via la microfinance ou un meilleur accès au capital via des transferts monétaires conditionnels, peuvent afficher une efficacité limitée lorsqu'elles sont mises en œuvre isolément (DUFLO et BANERJEE, 2011).

Selon GHATAK (2015), il existe au contraire de fortes complémentarités entre les politiques agissant sur ces deux types de frictions. Si combinées, elles permettent à la fois de relâcher la contrainte budgétaire, par exemple en augmentant le capital des ménages, et à la fois de réduire les frictions de marchés, notamment en favorisant un meilleur accès aux marchés financiers. C’est cette action conjointe sur les deux leviers qui s’avère nécessaire pour véritablement sortir durablement les ménages de la pauvreté.

2.3 Evidences empiriques du piège de pauvreté

Bien que la littérature empirique sur les pièges à pauvreté reste limitée, il existe certaines évidences, notamment dans LYBBERT et al. (2004) et BALBONI et al. (2022).

LYBBERT et al. (2004) étudient l’évolution de la richesse chez les éleveurs du sud de l’Éthiopie, en examinant la dynamique de leurs troupeaux sur une période de dix-sept ans, notamment face à des chocs pastoraux. Ils montrent en analysant l’impacte de différents chocs pastoraux, que la dynamique d’accumulation de bétail suit une courbe en S, caractéristique d’une accumulation de capital non convexe et de l’existence de plusieurs équilibres. Ainsi, en temps normal, la taille des troupeaux converge vers 75 têtes, soit le niveau d’équilibre stable K_R^* . Un choc pastoral peut cependant détruire 50% à 80% du troupeau. Si ce choc réduit le troupeau à seulement 10-15 têtes, l’éleveur franchit un seuil critique: il se retrouve en dessous de l’équilibre instable $\hat{K}$ et ne parvient alors plus à reconstituer son cheptel par ses propres moyens. Il est alors contraint d’abandonner l’élevage pour se tourner vers des activités sédentaires moins rémunératrices. Néanmoins, si le troupeau compte initialement plus de 75 têtes et que le choc le fait descendre en dessous de ce seuil sans atteindre celui de 10 à 15 têtes, il reconvergera vers 75 têtes sans jamais le dépasser, comme l’illustre le point d’équilibre K_R^* .

Ce résultat illustre bien la logique du piège de pauvreté: ce n’est pas l’ampleur du choc en tant que tel qui détermine la trajectoire du ménage, mais sa position par rapport à un seuil critique séparant un bassin d’attraction pauvre, illustré par la partie convexe en dessous de la droite de 45°, d’un bassin d’attraction plus riche, illustré par la partie concave au-dessus de la droite de 45°. Cette étude présente toutefois une limite importante: elle documente l’existence d’un piège de pauvreté dans un contexte très spécifique, celui de l’élevage.

BALBONI et al. (2022) apportent une contribution plus générale sur deux plans en particulier. D’une part, ils ne se limitent pas à un secteur d’activité propre. En effet, à travers un test empirique du programme « Targeting the Ultra-Poor » (TUP), un programme de graduation mené par BRAC au Bangladesh auprès de femmes en situation de grande pauvreté, ils identifient un seuil critique de pauvreté au niveau du capital productif total du ménage, indépendamment de sa composition. D’autre part, ils parviennent à montrer une variation de ce seuil par différentes hétérogénéités individuelles.

BALBONI et al. (2022) commencent par documenter les différences entre ménages pauvres et non pauvres. Leurs données montrent que les deux classes supérieures possèdent en moyenne 94 fois plus d’actifs productifs que la classe la plus pauvre. De plus, alors que le taux de participation au marché du travail est quasi universel, le groupe des plus pauvres a tendance à travailler davantage d’heure, mais moins de jours par an, tout en gagnant moins à l’heure et au total. Cela reflète une occupation plus fréquente d’emplois instables et peu productifs parmi les femmes pauvres. Ce résultat est cohérent avec l’étude de DUFLO et BANERJEE (2011) portant sur dix-huit pays, selon laquelle 50% de la population pauvre urbaine et 40% de la population pauvre rurale occupent un emploi précaire. par ailleurs, le fait que les pauvres travaillent plus peut engendrer des frictions de rareté non monétaires comme vu avec GHATAK (2015) . En effet, les pauvres ont moins de temps à allouer à d’autres activités comme l’éducation, que le travail. Les auteurs constatent également une différence en matière d’éducation, mais celle-ci reste globalement très faible, y compris chez les femmes plus aisées. Ainsi, selon BALBONI et al. (2022), ce qui distingue véritablement les pauvres des moins pauvres est avant tout le montant de capital productif détenu.

En analysant les effets du TUP, BALBONI et al. (2022) parviennent à démontrer et à calculer l’existence de ce seuil critique de pauvreté. Si le transfert de capital productif n’augmente pas le capital total du ménage au-delà du seuil, le capital diminue dans le temps. Au contraire, si le transfert amène le capital total au-delà du seuil, le capital augmente dans le temps. Les auteurs confirment ainsi, par une approche expérimentale, la non-convexité de l’accumulation de capital déjà suggérée par LYBBERT et al. (2004). La différence entre le seuil critique de pauvreté¹ et le montant total du transfert équivaut par ailleurs à la valeur d’une charrue ou d’un espace de stockage, complémentaire au transfert de bétail pour commencer une activité d’élevage, indiquant également l’existence d’indivisibilités de capitaux, comme montré précédemment par GHATAK (2015).

Enfin, BALBONI et al. (2022) parviennent à montrer différentes sources hétérogénéité susceptibles d’expliquer pourquoi ce seuil critique de pauvreté varie d’un ménage à l’autre. On y retrouve les caractéristiques individuelles et propres au village qui affectent la productivité $A_{i,v}$ et le taux d’épargne s . En effet, un taux d’épargne plus élevé abaisse le seuil critique de pauvreté. Ce taux peut également être vu comme un proxy de l’effet de revenu. Ainsi, le fait que le taux d’épargne abaisse le seuil critique de pauvreté est cohérent avec GHATAK (2015), selon qui un plus faible taux d’épargne augmente la pauvreté. Pour tester l’impact de la santé mentale, de la santé physique et de l’éducation, les auteurs recourent à différents indicateurs. L’anxiété, utilisée comme proxy de la santé mentale, abaisse également le seuil critique de pauvreté. L’indice de masse corporelle (IMC), utilisé

1. Ce terme est utilisé pour éviter toute confusion avec le seuil de pauvreté au sens usuel en économie, c’est-à-dire le seuil de revenu en dessous duquel un ménage est considéré comme pauvre. Dans ce mémoire, le seuil critique de pauvreté désigne le niveau de capital $\hat{K}$ séparant les deux bassins d’attraction de la courbe en S, en dessous duquel un ménage converge inévitablement vers un équilibre de pauvreté, et au-dessus duquel il converge vers un équilibre plus favorable.

comme proxy de la santé physique, n’a en revanche aucun effet significatif. Ce choix de proxy peut néanmoins être critiqué, l’IMC étant une mesure agrégée qui peut masquer des dimensions importantes de l’état de santé physique. Enfin, avoir suivi au moins une année d’éducation formelle abaisse également le seuil critique de pauvreté. BALBONI et al. (2022) expliquent que le seuil critique de pauvreté n’est pas universel: il est propre à chaque ménage. De cette manière, BALBONI et al. (2022), en mettant en évidence l’existence d’un piège de pauvreté, ont également mis en évidence l’existence de multiples frictions auxquelles font face les ménages pauvres, telles qu’expliquées par GHATAK (2015).

2.4 Le programme de graduation

GHATAK (2015) a montré que lorsque l’on ne sait pas exactement quelles frictions sont à l’origine d’un groupe se situant dans un piège de pauvreté, l’aide la plus efficace pour les en sortir est une aide qui va non seulement impacter les frictions qui compliquent l’accès aux marchés de crédits, mais également celles qui amènent les pauvres à faire des choix différents.

Cette approche combine six types d’aides distinctes (BANERJEE et al., 2015). Elle repose d’abord sur un transfert unique de capital productif, prenant généralement la forme de bétail ou d’un stock de marchandises destiné à un petit commerce. S’y ajoute une aide à la consommation, sous forme de transferts réguliers en nourriture ou en espèces. Le programme comprend ensuite des visites à domicile régulières, ainsi qu’un accès à des comptes d’épargne. Il inclut enfin des formations sur l’utilisation des actifs productifs transférés, ainsi qu’un volet lié à l’éducation et/ou aux services de santé. Toutes ces aides sont apportées dans un laps de temps relativement court, généralement 12 mois, ce qui constitue l’une des caractéristiques propres à ce programme. Il s’agit donc d’une intervention ponctuelle et limitée dans le temps, contrairement à d’autres formes d’aides pouvant s’étendre sur plusieurs années. Le Productive Safety Net Programme (PSNP) éthiopien, par exemple, délivre des transferts reconductibles d’année en année (TADESSE et GEBREMEDHIN ZELEKE, 2022).

2.4.1 Effets robustes à court, moyen et long terme

Différentes études ont permis de montrer un impact positif du programme sur les ménages, que ce soit à court, moyen ou long terme.

BANERJEE et al. (2015) ont analysé l’impact de ce programme dans six pays sur trois ans et portant sur dix dimensions (consommation, sécurité alimentaire, indice d’actifs, inclusion financière, temps total consacré au travail, indice de revenus, santé physique, santé mentale, participation politique, autonomisation des femmes). Cette étude confirme que le programme améliore la vie des ultra-pauvres sur presque toutes les dimensions mesurées

dès la première année suivant l'aide. Néanmoins, lors de la deuxième année suivant l'aide, l'indice de santé physique et celui de l'autonomisation des femmes deviennent non significatifs. Les résultats sont globalement moins significatifs pour deux pays: le Honduras et le Pérou. Pour le Honduras, le transfert d'actifs était principalement constitué de poules. La majorité d'entre elles sont mortes, annulant l'effet sur plusieurs dimensions. Pour le Pérou, les auteurs estiment que cela s'explique probablement par un accompagnement moins fréquent (toutes les six semaines), en raison de contraintes logistiques, de coûts de mise en œuvre élevés, ainsi que de la présence d'un autre programme qui soutenait déjà une grande partie du groupe de contrôle. Néanmoins, malgré des résultats globalement positifs, les auteurs estiment que ceux-ci ne sont pas aussi élevés que prévu. Cela peut s'expliquer par le fait que l'impact du programme n'est mesuré que sur deux ans suivant l'aide, ce qui est insuffisant pour étudier les effets à long terme.

BALBONI et al. (2022) ont analysé les résultats sur dix ans d'un programme de graduation au Bengale Occidental, ce qui a permis d'étudier les effets à long terme du programme. Lorsque l'aide a permis aux ménages de dépasser un certain niveau du capital, les auteurs ont montré un impact positif dans différents domaines, notamment sur le capital productif ainsi que sur l'accumulation de terres et de bétail. Ils mettent également en évidence un comportement d'anticipation des ménages. En effet, pour les ménages ayant dépassé le seuil critique de pauvreté, la consommation baisse initialement et reste négative jusqu'à la quatrième année suivant l'aide, avant de devenir positive. D'après les auteurs, cela témoigne de l'existence d'un comportement tourné vers l'avenir: les ménages qui anticipent une sortie de la pauvreté mettent davantage d'argent de côté en prévision de cet avenir. Ce résultat peut également refléter l'existence d'un effet de revenu, tel que théorisé par GHATAK (2015) et démontre l'importance de mesurer l'impact de ce type de programme sur le long terme.

2.4.2 Importance du seuil de transfert

Ce qui ressort de différentes études, comme BALBONI et al. (2022) et ZHENG et al. (2023), c'est l'importance du niveau des transferts. Seuls les ménages recevant un transfert qui leur permet d'avoir un capital total au-delà d'un certain seuil bénéficient réellement du programme. Dans BALBONI et al. (2022), 66% des ménages parviennent à sortir de la pauvreté. Les autres voient leur capital, initialement augmenté grâce au transfert, diminuer dans le temps, illustrant bien le fait qu'ils soient dans un piège de pauvreté. ZHENG et al. (2023), une étude portant sur l'impact d'un programme de graduation au Kenya, montre des résultats similaires, où 25% des bénéficiaires ne tirent aucun bénéfice du programme.

2.4.3 Réallocation vers des activités plus productives

BALBONI et al. (2022) et BANERJEE et al. (2021) constatent tous deux chez les ménages bénéficiaires un changement d'activité vers un secteur d'activité plus rémunérateur.

Ainsi BALBONI et al. (2022) montrent que sur le long terme, les ménages augmentent la part de leur activité consacrée au travail indépendant en particulier à l'élevage et à la culture de la terre, des activités à plus forte productivité. Les auteurs parviennent ensuite à estimer la mauvaise allocation d'activités des ménages pauvres. Ils estiment ainsi que 90% des ultra-pauvres devraient se spécialiser dans l'élevage plutôt que dans le travail salarié, que 8% devraient combiner les deux activités, et que 2% devraient se consacrer entièrement au travail salarié. Or, dans la situation initiale, 98% des ménages étaient spécialisés dans le travail salarié. Au total, nous avons donc 96% des ultra-pauvres qui exerçaient la mauvaise activité.

BANERJEE et al. (2021) arrivent à des résultats différents mais au même constat selon lequel l'aide permet aux bénéficiaires d'accéder à des emplois plus productifs. En effet, après trois ans, les bénéficiaires diversifient leurs activités vers de nouvelles entreprises en plus de l'élevage et tirent des revenus nettement plus élevés de micro-entreprises non agricoles que le groupe de contrôle. Après sept ans, les revenus issus des micro-entreprises non agricoles sont deux fois plus élevés que ceux du groupe de contrôle. Après dix ans, l'effet sur les micro-entreprises s'atténue par rapport à l'année sept. Parallèlement à cela, à la septième année, le revenu issu du travail salarié atteint celui des revenus tirés des micro-entreprises non agricoles et se maintient à un niveau élevé jusqu'à la dixième année. Un tiers de cet effet à long terme s'expliquent par les transferts de fonds envoyés par les travailleurs migrants issus des ménages traités. Cette augmentation du travail salarié peut sembler être en contradiction avec BALBONI et al. (2022), mais cela peut s'expliquer par une meilleure rémunération du travail salarié migrant. Les auteurs remarquent ensuite que cette meilleure rémunération n'est pas due à une meilleure productivité du salarié mais à une destination avec de meilleures opportunités salariales. Ainsi le programme permet également aux individus de migrer afin de trouver un travail ailleurs mieux rémunéré.

Ce changement d'activité illustre bien la dynamique de la courbe en S présentée à la Figure 2. L'activité peu productive, soit le travail salarié au village, correspond au point d'équilibre K_P^* . Sans aide extérieure, les individus sont donc voués à rester enfermés dans cette activité peu productive. Le programme leur permet en revanche d'accéder à des activités à plus forte productivité, comme l'élevage de bétail en tant qu'indépendant ou un emploi salarié en ville. Ils se retrouvent alors au point d'équilibre K_R^* et réussissent à sortir du piège de pauvreté.

2.4.4 Le rôle de la santé mentale

ZHENG et al. (2023) apportent également un élément nouveau à travers ce qu'on pourrait appeler l'obstacle de la dépression. Au Kenya, les femmes présentant des symptômes dépressifs sévères au début du programme n'ont tiré presque aucun bénéfice de l'intervention, que ce soit en termes d'accumulation d'actifs ou de revenus. Ce résultat suggère que les contraintes psychosociales peuvent constituer un frein à la capacité des ménages à transformer un capital physique en réussite économique. Ce constat est cohérent avec BALBONI et al. (2022), dont les auteurs constatent que la santé mentale influence la dynamique du piège de pauvreté. Il rejoint également GHATAK (2015) qui, comme vu précédemment, montre que la pauvreté peut faire peser une charge mentale sur les ménages. Cette charge les rendrait par extension plus sujets à la dépression.

2.4.5 Le rapport bénéfice/coût du programme

Nous avons vu que le piège de pauvreté serait à la fois inégal et inefficace. Regardons à présent dans quelle mesure les programmes de graduation sont parvenus à réduire cette inefficacité. Les différentes études s'accordent largement sur le fait que les programmes de graduation sont, dans la plupart des contextes, hautement rentables et économiquement viables.

Ainsi, bien que l'étude BANERJEE et al. (2015) ne porte que sur trois ans au total, les auteurs ont pu extrapoler les effets du programme dans le temps, et calculer les ratios bénéfice/coût global du programme. Ils s'établissent à 433% en Inde (Bengale-Occidental), 260% en Éthiopie, 179% au Pakistan, 146% au Pérou, et 133% au Ghana. Seul le Honduras présente un résultat négatif (-198%), principalement en raison de la forte mortalité des poulets distribués aux bénéficiaires.

Dans l'étude sur dix ans de BANERJEE et al. (2021), le programme est rentabilisé dès la quatrième année, et le ratio bénéfice/coût s'établit à 379% à la fin de la dixième année, ce qui est nettement supérieur aux ratios bénéfice/coût extrapolés dans le temps de BANERJEE et al. (2015). Ainsi, cela montre que l'effet positif du programme augmente dans le temps. En extrapolant également le ratio bénéfice/coût, BANERJEE et al. (2021) obtiennent un ratio égal à 1110%.

BALBONI et al. (2022), pour leur part, sans avoir calculé un ratio équivalent, ont démontré que les bénéfices dus à une meilleure allocation des activités de travail des ménages compensent largement le coût du programme.

2.5 Robustesse aux chocs

2.5.1 Asymétrie entre sorties et entrées dans la pauvreté

Nous l'avons vu, un programme de graduation a pour but de déplacer les gens au-dessus d'un certain seuil critique de pauvreté, en tentant de réduire les différentes frictions qui les y maintiennent. Néanmoins, KRISHNA (2007) soutient que les raisons pour lesquelles les ménages sortent de la pauvreté ne sont pas les mêmes que celles pour lesquelles les ménages y retombent.

Ainsi, selon KRISHNA (2007), les descentes dans la pauvreté sont généralement graduelles et résultent de multiples facteurs liés entre eux. Les problèmes de santé et leurs coûts constituent la raison la plus importante dans toutes les régions étudiées, représentant 60% à 88% des cas de descente. En effet, en l'absence de soins abordables, la maladie réduit la capacité de gain tout en augmentant massivement les dépenses. Les dépenses sociales et coutumières, notamment les frais liés aux mariages et aux funérailles, constituent également un facteur de basculement majeur, représentant par exemple 64% des descentes dans la pauvreté au Kenya et une part importante en Inde et au Pérou (KRISHNA, 2007). Les facteurs agricoles et environnementaux, tels que la sécheresse, les maladies des cultures, l'épuisement des sols ou l'échec de l'irrigation, sont également des causes fréquentes, particulièrement en Ouganda et au Kenya, de même que la perte d'emploi et certains facteurs familiaux, comme la division des terres (KRISHNA, 2007). Enfin, les facteurs purement individuels, tels que la paresse ou l'alcoolisme, sont jugés marginaux et représentent moins de 5% des cas.

À l'inverse, les sorties de la pauvreté reposent principalement sur l'initiative individuelle et les opportunités économiques. La diversification des revenus constitue le chemin le plus courant, représentant 54% à 78% des sorties de la pauvreté, à travers l'adoption de nouvelles cultures, de nouvelles techniques d'élevage ou le recours au travail informel en ville. Cela est similaire à ce que BALBONI et al. (2022) ont pu montrer. L'auteur rajoute également que l'obtention d'un emploi dans les secteurs public ou privé représente également une voie importante, de même que l'accès à l'irrigation et à l'amélioration des terres qui ont permis à plus d'un quart des ménages étudiés en Inde de sortir de la pauvreté.

Il est donc important de noter que les raisons évoquées par KRISHNA (2007) pour lesquelles les gens sortent de la pauvreté relèvent principalement de caractéristiques durables et structurelles, alors que les raisons pour lesquelles les gens y retombent sont principalement dues à des chocs ponctuels (santé, dépenses sociales, aléas agricoles). Ainsi, si le programme de graduation n'arrive pas à rendre les ménages plus robustes aux chocs, il ne les protégerait pas d'un éventuel retour en arrière en cas de nouveaux chocs négatifs.

2.5.2 Discussion conceptuelle

Etudions d'abord par quels leviers un choc peut pousser les gens dans un piège de pauvreté, en distinguant un choc sur le capital d'un choc sur la productivité.

Conséquences d'un choc sur le capital

La courbe en S de la Figure 2 (page 9) donne une vision très bimodale de la pauvreté. À gauche du seuil instable $\hat{K}$, les individus sont piégés dans la pauvreté: leur capital converge vers l'équilibre bas K_0 . À droite de $\hat{K}$, leur capital croît jusqu'à K^* , soit un équilibre plus stable. Néanmoins, cela ne signifie pas que les ménages situés juste à droite de $\hat{K}$ n'encourent plus aucun risque et soient totalement sortis de la pauvreté, bien au contraire.

Prenons un individu A , dont le capital K_A se situe juste à gauche de $\hat{K}$, et un individu B , dont le capital K_B se situe juste à droite de $\hat{K}$. K_A tendra dans tous les cas vers K_0 : un choc négatif sur le capital peut temporairement le faire chuter en dessous de K_0 , mais il y retournera ensuite. Pour K_B , la situation est différente. Si, peu de temps après avoir franchi le seuil $\hat{K}$, il subit un choc négatif sur son capital, il risque fortement d'être repoussé vers la gauche de la courbe en S, de redescendre sous ce seuil et de retomber ainsi dans le piège de pauvreté. Le ménage se retrouvera alors durablement bloqué dans une position pire que s'il n'avait jamais franchi $\hat{K}$. Dès lors, les conséquences d'un choc sur K_B sont nettement plus élevées que sur K_A .

Conséquences d'un choc sur la productivité

Reprenons notre équation de transition:

$$\phi_i(K_{i,t}) = s_i A_{i,v} f(K_{i,t}) + (1 - \delta) K_{i,t} \quad (3)$$

Le capital n'est pas le seul élément qui peut influencer le fait que le ménage soit ou non dans le piège de pauvreté. Il peut également y avoir un choc sur la productivité $A_{i,v}$. Celui-ci va avoir des conséquences différentes sur le seuil critique de pauvreté. En effet, la figure 3 ci-dessous illustre qu'alors qu'une variation du capital va amener un déplacement du ménage sur la courbe en S, une variation sur la productivité va quant à elle modifier la forme de la courbe et la déplacer vers le bas. Ainsi le seuil critique de pauvreté sera poussé vers le haut de la droite de 45°. On peut alors imaginer le cas d'un ménage se trouvant juste au-dessus du seuil critique au temps t , c'est-à-dire sur la partie rouge de la courbe en S, qui se trouvera en dessous de ce seuil au temps $t+1$ après avoir subi un choc négatif sur $A_{i,v}$ mais gardant un niveau de capital en $t+1$ identique à t .

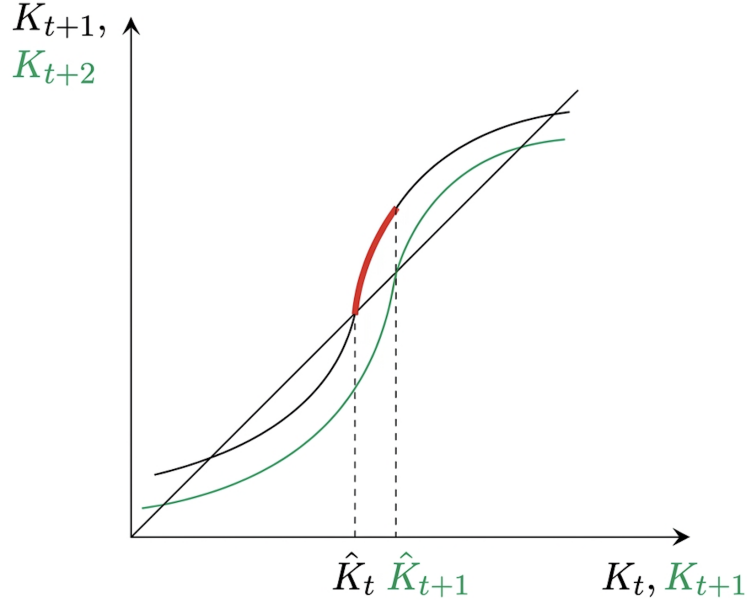


FIGURE 3 – Courbe en S avec choc négatif sur $A_{i,v}$

2.5.3 Les programmes de graduations et leurs robustesses aux chocs

Il n'y a pas de consensus dans la littérature sur la robustesse des ménages bénéficiaires d'un programme de graduation face à des chocs. Néanmoins plusieurs études ont relevés des éléments intéressants.

Tout d'abord, NAWAZ et al. (2025) ont étudié, dans le cadre du National Poverty Graduation Programme (NPGP) au Pakistan, l'effet du programme sur des ménages ayant subi une inondation, en comparant les bénéficiaires touchés par l'inondation à ceux qui ne l'ont pas été.

Bien que les résultats mettent en évidence un impact positif du programme sur les ménages non-inondés, ils indiquent des différences nettes dans la manière dont le programme de transfert d'actifs a affecté les bénéficiaires ayant subi des inondations par rapport à ceux qui n'en ont pas subi.

Le transfert d'un actif productif, ici principalement du bétail, a entraîné des impacts positifs et significatifs pour les ménages non-inondés sur plusieurs indicateurs-clés relatifs au bien-être, à l'accumulation d'actifs, à l'élevage et au comportement financier. Ainsi, l'accumulation d'actifs et la possession de bétail ont montré une forte amélioration chez les bénéficiaires non-inondés. Ceux-ci ont également augmenté leur épargne de 20%, sans effets significatifs sur leur comportement d'emprunt.

En revanche, les bénéficiaires du programme ayant subi des inondations n'ont pas connu d'effets similaires. Les indicateurs de bien-être global, de sécurité alimentaire, d'accumulation de capital et de possession de bétail n'ont pas d'effets significatifs. Concernant

leur comportement financier, il n’y a pas d’effets significatifs sur l’épargne, mais bien sur l’emprunt, qui a augmenté de plus de 50%, toutes sources confondues. De plus, les auteurs montrent que l’actif transféré, majoritairement du bétail, qui constitue une réserve de valeur et une source de revenu stable en temps normal, peut se transformer en gouffre financier lors d’une inondation. En effet, le fourrage devient rare et coûteux, les risques sanitaires du bétail augmentent, sa productivité (production de lait notamment) chute. En conséquence, les coûts augmentent mais les recettes chutent, poussant les ménages à contracter des emprunts. Les ménages sont alors face à un dilemme: se séparer de leur bétail ou le garder, la détention de bétail en période d’inondation devenant nettement plus risquée. Vendre le bétail permet de lisser la consommation à court terme en le convertissant en liquidités, mais ramène le ménage à un équilibre de consommation plus bas, celui-ci perdant les bénéfices à long terme que le bétail aurait pu lui procurer. À l’inverse, garder l’actif, dans l’espoir de retrouver l’équilibre supérieur une fois la crise passée, contraint le ménage à demander un emprunt et l’expose à une réduction sévère de sa consommation à court terme.

Les inondations ont donc annulé les effets positifs du programme de graduation et, selon les bénéficiaires, le programme les a même placés dans une position plus difficile qu’avant, alors que leur niveau d’actif productif a été faiblement impacté. Ainsi, le cas de NAWAZ et al. (2025) peut justement illustrer un déplacement du seuil critique de pauvreté vers le haut, dû à une baisse de la productivité de leur bétail.

À l’inverse, HIRVONEN et al. (2023) constatent que, bien que les sécheresses aient des effets négatifs substantiels sur la sécurité alimentaire des ménages, le bétail, l’état nutritionnel des femmes, ainsi que sur la violence conjugale (IPV), les programmes de graduation permettent d’atténuer ou même d’annuler totalement ces effets.

BANERJEE et al. (2015), comme expliqué précédemment, montrent également l’impact négatif dû à un choc sur l’actif transféré auprès de bénéficiaires au Honduras. En effet, ceux-ci ont principalement reçu des poules comme actif productif. Or, l’élevage de poules est une activité très risquée, particulièrement exposée aux maladies. Il s’est avéré que, dès la deuxième année suivant le programme, la quasi-totalité des poules étaient mortes, annulant l’effet du programme. Les ménages ont donc été repoussés ou laissés dans la pauvreté suite à la perte de leurs poules.

2.6 Effets des chocs sur la santé

Dans la section 3, nous testerons empiriquement la robustesse des bénéficiaires face à un choc sur la santé. S’intéresser à ce type de choc est particulièrement pertinent car, comme déjà expliqué, selon KRISHNA (2007), un choc sur la santé est la principale raison pour laquelle les gens tombent dans la pauvreté. Il explique près de 60% des cas de descente dans la pauvreté au Rajasthan, 74% en Andhra Pradesh, jusqu’à 88% au Gujarat, ainsi

que 71% en Ouganda et 67% au Pérou (KRISHNA, 2007).

Nous avons précédemment distingué deux types de chocs, chacun affectant différemment la fonction de transition des ménages: le choc sur le capital et le choc sur la productivité. Un choc de santé, quant à lui, présente la particularité de combiner ces deux dimensions simultanément. Prenons l'exemple d'un père qui tombe malade: il devra réduire son temps de travail, ce qui affecte directement sa productivité $A_{i,v}$. Par ailleurs, les frais liés à la maladie ont pour spécificité d'augmenter très rapidement. Afin de financer ces soins, le ménage peut être contraint de vendre une partie de son capital productif, par exemple une vache, ce qui réduit directement $K_{i,t}$. Ainsi, sur notre courbe en S, le ménage se déplace vers la gauche tout en subissant simultanément une hausse du seuil critique de pauvreté $\hat{K}$, ce qui augmente doublement le risque qu'il se retrouve en dessous de ce seuil.

Cette double vulnérabilité s'explique par le fait que, lors d'un choc sur la santé, les ménages font face à différents types de frictions. Celles-ci ne sont pas nécessairement atténuées par le programme de graduation. Nous distinguons, conformément au cadre posé par GHATAK (2015), les frictions de marché des frictions liées à la rareté des ressources.

2.6.1 Frictions de marché

Absence de système d'assurance formel

Une des frictions principales auxquelles les ménages font face lors d'un choc sur la santé est l'absence d'accès aux systèmes d'assurance formel. Bien que les pauvres soient très exposés au risque et puissent représenter une masse de clients potentiels considérable pour les assurances, deux raisons majeures expliquent pourquoi ils n'y ont pas accès (DUFLO & BANERJEE, 2011). La première est l'aléa moral, c'est-à-dire le fait que les individus peuvent modifier leur comportement car se sachant assurés. En effet, les patients aiment voire un acte concret, et vont ainsi se diriger vers les médecins qui prescrivent plus facilement. De plus, dans un pays où la profession est peu régulée, ceux-ci peuvent être tentés de prescrire plus afin de gagner plus. La seconde est la sélection adverse: les assurances les moins coûteuses sont celles rendues obligatoires par l'État, ce qui s'avère particulièrement difficile à mettre en place dans un pays en développement. Cette friction, de nature institutionnelle, n'est pas atténuée par les programmes de graduation.

Absence de système d'assurance informel

Cette défaillance ne se limite pas aux marchés d'assurance formel: les réseaux informels, qui pallient habituellement l'absence de marchés formels pour d'autres types de risques, échouent également face aux chocs de santé. En effet, même si les ménages pauvres développent tout un système de crédit informel leur permettant par exemple d'investir ou de s'assurer de manière informelle, celui-ci fait défaut pour les chocs spécifiquement liés à

la santé (DUFLO & BANERJEE, 2011). Selon DUFLO et BANERJEE (2011), une des particularités du choc de santé, par rapport à d'autres chocs comme une inondation, réside dans le fait qu'il ne mobilise pas le même élan de solidarité, ce qui rend nettement plus difficile pour les ménages de contracter un emprunt informel auprès d'un ami ou d'une connaissance. On remarque que l'entraide entre individus et l'octroi de crédits informels relèvent moins d'une logique d'échange réciproque que d'un sentiment d'obligation morale: les gens s'entraident souvent par devoir moral, plutôt que parce qu'ils s'attendent nécessairement à être aidés en retour à l'avenir. Or, les différents frais liés à la maladie peuvent augmenter très rapidement et atteindre des montants considérables. Il devient dès lors rationnel pour l'entourage d'exclure les événements de santé les plus coûteux de cette obligation morale d'entraide envers ses voisins. Si cette norme morale s'appliquait systématiquement, même aux dépenses de santé les plus lourdes, elle imposerait un fardeau financier disproportionné à ceux qui apportent leur aide, au risque de décourager la solidarité elle-même. Les réseaux informels tendent ainsi à se limiter aux chocs de faible ou moyenne ampleur, laissant les ménages largement seuls face aux dépenses de santé les plus importantes.

2.6.2 Rareté des ressources

Au-delà des frictions de marché, les ménages pauvres font également face à des frictions liées à la rareté des ressources spécifiques au domaine de la santé qui les rendent structurellement plus vulnérables à ce type de choc. Comme évoqué précédemment, GHATAK (2015) montre que la rareté des ressources ne se limite pas au capital financier mais s'étend également au temps et aux capacités cognitives disponibles. Or, cette rareté a des conséquences directes sur le comportement préventif en matière de santé. Les ménages pauvres, submergés par les décisions urgentes liées à leur subsistance immédiate, subissent d'une charge mentale plus importante, ce qui réduit leur capacité d'attention disponible pour des décisions dont les bénéfices ne se matérialisent que dans le futur, comme la prévention ou le dépistage précoce des maladies. DUFLO et BANERJEE (2011) documentent que malgré des coûts très faibles ou même la gratuité, les taux d'adoption de mesures préventives simples, comme la chloration de l'eau, la vaccination ou l'utilisation de moustiquaires imprégnées, restent étonnamment bas chez les ménages pauvres. Ce sous-investissement préventif augmente mécaniquement la probabilité de survenue d'un choc de santé sévère nécessitant des soins curatifs coûteux, renforçant ainsi le risque de franchir le seuil $\hat{K}$ décrit précédemment.

Étant donné que ce type de friction est plus abstrait, il est plus difficile d'établir si le programme de graduation permet ou non de l'atténuer. On peut néanmoins avancer deux arguments en faveur d'une atténuation de la friction. D'une part, dans la mesure où ces frictions dépendent principalement du niveau de pauvreté du ménage, on peut supposer que leur effet diminue progressivement dans le temps à mesure que le programme de gra-

duction augmente les revenus et le capital du ménage, desserrant ainsi la contrainte de rareté des ressources. D'autre part, comme expliqué précédemment, les programmes de graduation incluent un volet de formation lié à la santé dès le début de l'intervention, visant justement à améliorer les comportements préventifs des ménages. Dispensée précocement, cette formation pourrait donc atténuer les frictions de rareté des ressources plus rapidement que ne le suggère la seule augmentation du capital, en agissant directement sur les connaissances et les pratiques préventives dès le démarrage du programme, plutôt que sur la contrainte budgétaire elle-même. Malgré cela, sur le court terme, les ménages restent probablement nettement plus vulnérables face à un choc de santé, le temps que ces deux mécanismes produisent pleinement leurs effets.

3 Design expérimental

3.1 Le programme et le ciblage des bénéficiaires

Cette partie consiste à tester empiriquement la robustesse des ménages bénéficiaires d'un programme de graduation face à des chocs sur la santé. Les données utilisées sont celles provenant du programme TUP (Targeting the Ultra Poor) mis en œuvre par l'ONG Bandhan au Bengale-Occidental à partir de 2007, et étudiées par BANERJEE et al. (2021) sur un horizon de dix ans. Le ciblage des ménages les plus pauvres s'est fait en deux étapes. Dans un premier temps, les habitants de 120 hameaux ont classé l'ensemble des ménages de leur communauté en cinq quintiles de richesse, selon une méthode d'évaluation participative. Parmi les ménages situés dans le quintile le plus pauvre, Bandhan a ensuite vérifié l'éligibilité selon sept critères, portant notamment sur la présence d'une femme adulte valide au sein du foyer (pour gérer l'actif transféré), l'absence d'accès au crédit, une surface de terre inférieure à 0,2 acre, l'absence d'actifs productifs, l'absence d'homme adulte valide, la présence d'enfants en âge scolaire travaillant plutôt que scolarisés et une source de revenu principale reposant sur le travail informel ou la mendicité. Pour être retenu, un ménage devait satisfaire les deux premiers critères ainsi qu'au moins trois des cinq critères restants.

Au total, 978 ménages ont été jugés éligibles. Environ la moitié (514) ont été assignés aléatoirement au groupe de traitement, avec stratification au niveau du hameau. Parmi ceux-ci, seuls 266 ont effectivement accepté de participer au programme. Dans ce mémoire, ainsi que dans BANERJEE et al. (2021), l'ensemble des effets estimés correspondent à des estimations en intention de traiter (*intent-to-treat*, ITT).

3.2 Contenu de l'intervention

Les 266 ménages ayant accepté de participer au programme ont pu choisir un actif productif parmi un ensemble d'options proposées, qu'il s'agisse d'actifs agricoles, comme du bétail, ou non-agricoles, comme un stock de départ pour une micro-entreprise. La grande majorité des bénéficiaires (environ 82%) ont opté pour du bétail. En complément de cet actif, les ménages ont reçu un soutien hebdomadaire à la consommation pendant 30 à 40 semaines, un accès à l'épargne, ainsi que des visites hebdomadaires du personnel de Bandhan pendant 18 mois, destinées à former les bénéficiaires à la gestion de l'actif transféré, à développer leurs compétences de vie courante et à leur transmettre des informations de santé de base. Toute activité du programme, y compris le suivi de terrain, a cessé après ces 18 premiers mois.

3.3 Collecte des données

Une enquête de référence a été administrée avant la distribution des actifs en 2007-2008, recueillant des informations sur la composition démographique des ménages, leur consommation, leur sécurité alimentaire, la possession d'actifs, leurs revenus et sources de revenus, leur inclusion financière, l'usage du temps des adultes, ainsi que leur bien-être physique et mental dont les chocs sur la santé. Les ménages ont ensuite été suivis à travers quatre vagues d'enquêtes menées respectivement 18 mois, 3 ans, 7 ans et 10 ans après le transfert des actifs. Etant donné qu'à la quatrième vague, celle de 10 ans, aucune information n'a été récoltée concernant les chocs sur la santé, l'analyse empirique s'effectuera uniquement sur la vague de référence et les trois premières vagues suivant le traitement (18 mois, 3 ans et 7 ans). Afin d'étudier d'éventuels effets intergénérationnels, les résultats économiques (sources de revenus, migration, transferts d'argent) ont été mesurés pour l'ensemble des membres du ménage, et non uniquement pour le bénéficiaire direct du programme. Le taux d'attrition global sur les quatre vagues est de 29% (soit 71% des ménages initiaux suivis sur l'ensemble des vagues), sans différence systématique observée entre le groupe de traitement et le groupe de contrôle.

3.4 Construction des variables et indices

Concernant les variables mobilisées, ce mémoire reprend les différents indices construits par BANERJEE et al. (2021), selon la méthodologie de BANERJEE et al. (2015). Pour chaque index (à l'exception de l'indice d'actifs), la construction procède en trois étapes. Tout d'abord, elle consiste en la transformation de chaque variable composante en score-z, c'est-à-dire en soustrayant la moyenne de référence et en divisant cette différence par l'écart-type de référence. Ensuite on prend la moyenne des scores-z de l'ensemble des variables composant l'indice. Enfin, on standardise l'indice résultant par rapport à sa

propre valeur de référence. Les résultats sont ainsi exprimés en unités d'écart-type de référence de l'indice.

Une exception concerne l'indice de revenus et recettes, pour lequel certaines composantes ne sont pas disponibles à la référence. Il est donc standardisé par rapport à la moyenne du groupe de contrôle, et les résultats sont exprimés en unités d'écart-type du groupe de contrôle. L'indice d'actifs, quant à lui, est construit par analyse en composantes principales (ACP) à partir de la possession de bétail, d'autres actifs productifs (par exemple, vélo, machine à coudre) et de biens durables du ménage (télévision, réfrigérateur), avant d'être également standardisé par rapport à sa valeur de référence.

La construction d'une variable représentant les chocs sur la santé s'est avérée complexe. En effet, certaines questions dans les questionnaires concernant cette thématique ont parfois évolué avec les vagues, ou ont tout simplement été supprimées du questionnaire au cours du temps. Ainsi, une variable principale a été créée, la variable Choc, et une secondaire, la variable "Quartile de jours malades". La variable Choc est construite différemment selon les vagues, en raison d'un changement dans la structure expliquée précédemment. Pour la vague de référence et la vague 1, elle correspond à une réponse strictement positive (minimum 1) à la question suivante: "Au cours des 12 derniers mois, combien d'événements graves liés à la santé ce foyer a-t-il connus?". Pour les vagues 2 et 3, le questionnaire ayant légèrement évolué, la variable est construite à partir de la question: « Au cours des 12 derniers mois, l'un de ces événements s'est-il produit ? », en retenant spécifiquement la réponse relative à l'hospitalisation.

Comme on peut le voir dans le Tableau 1, l'occurrence des chocs est relativement élevée, variant entre 22% et 50% pour chacun des groupes et pour chacune des vagues. Comme indiqué précédemment, l'analyse se concentre sur le groupe ITT, l'occurrence des chocs dans le groupe LATE n'étant présentée ici qu'à titre indicatif. De plus, le fait que les proportions restent relativement stables entre la vague de référence et la vague 1, et la vague 2, suggère que les données ne souffrent pas trop d'une modification de la question concernée. La baisse soudaine observée en vague 3 est en revanche plus surprenante, sans qu'une explication évidente ne se soit dégagée.

TABLE 1 – Occurrence des chocs de santé par vague

Vague	Chocs Totaux	Chocs ITT	Chocs LATE
Vague de référence	0.32	0.32	0.29
Vague 1	0.32	0.51	0.41
Vague 2	0.50	0.47	0.46
Vague 3	0.22	0.22	0.23

Notes: Pour chaque colonne, les valeurs sont exprimées en pourcentage du nombre total d'observations de ce groupe. Le groupe ITT (intent-to-treat) correspond à l'ensemble des ménages assignés au traitement, qu'ils l'aient accepté ou non. Le groupe LATE (Local Average Treatment Effect) correspond aux ménages ayant effectivement accepté le traitement.

Une des limites de cette variable Choc est qu'elle ne mesure pas directement la probabilité pour un ménage de contracter une maladie, mais plutôt sa probabilité de recourir à des soins face à celle-ci, ou encore la manière dont il perçoit et déclare la maladie. Pour vérifier à quel point cette variable est une bonne agrégation pour mesurer l'occurrence d'une maladie, une deuxième variable a été créée, la variable "Quartile de jours malades".

Cette variable est construite à partir du nombre de jours de travail déclarés perdus par le ménage en raison d'une maladie, en réponse à la question suivante: "Combien de jours ouvrés (que ce soit à domicile ou sur le lieu de travail) ont été perdus à cause de cet événement (événement grave lié à la santé au cours des 12 derniers mois)?" . Afin d'éviter que des valeurs extrêmes ne faussent les résultats, les ménages sont classés en quatre quartiles selon leur position dans la distribution du nombre de jours malades observés à la vague considérée. Le premier quartile regroupe les ménages ayant déclaré le moins de jours de maladie, le quatrième ceux en ayant déclaré le plus. La variable prend ainsi une valeur allant de 0 à 3 selon le quartile d'appartenance du ménage. Toutefois, les données relatives aux jours de travail perdus pour cause de maladie ne sont disponibles que pour la vague de référence et la vague 1. Cette variable joue donc uniquement un rôle de soutien à la variable principale.

De plus, il convient de préciser que ces deux variables, n'étant pas des indices composites, n'ont pas été standardisées: elles ne sont donc pas exprimées en unités d'écart-type par rapport à une moyenne de référence, contrairement aux indices utilisés par ailleurs dans l'analyse.

3.5 Modèle empirique

L'analyse empirique se décline en plusieurs spécifications successives, chacune répondant à un objectif spécifique.

3.5.1 Vérification de l'exogénéité des chocs

Avant toute chose, il convient de vérifier que notre variable choc ne souffre pas d'une possible endogénéité rendant la variable non-exogène. Deux sources possibles sont identifiées: une endogénéité due au traitement et une endogénéité due à la richesse du ménage.

Exogénéité des chocs par rapport au traitement

Il s'agit ici de tester un possible biais de déclaration lié à l'appartenance au groupe de traitement. Les ménages bénéficiaires du programme pourraient par exemple, développer un meilleur accès aux soins ou une meilleure capacité à identifier un problème de santé, ce qui affecterait leur propension à déclarer un choc indépendamment de sa survenue réelle. Cette étape est fondamentale pour la suite de l'analyse: si le programme affectait lui-même la déclaration des chocs, toute estimation ultérieure de leur effet serait biaisée. Cette exogénéité est testée à l'aide de la régression suivante:

$$\text{Choc}_{iht} = \alpha_{1t} + \beta_{1t} \text{Trait}_i + \kappa_{1t} Y_{ih}^{\text{baseline}} + \gamma_{1ht} + \varepsilon_{iht} \quad (4)$$

où Choc_{iht} est la variable binaire valant 1 si le ménage i du hameau h a déclaré un choc de santé à la vague t , 0 s'il en a déclaré aucun. Trait_i est une variable binaire, égale à 1 si le ménage a été assigné au groupe de traitement et égale à 0 s'il fait partie du groupe de contrôle. Ainsi un coefficient β_{1t} non significatif confirmerait l'exogénéité des chocs par rapport au traitement. Comme le traitement a été stratifié par hameau, toutes les spécifications incluent des effets fixes de hameau γ_{1h} .

Le terme Y_{ih}^{baseline} désigne la valeur de la variable dépendante mesurée à la vague de référence, avant l'entrée en vigueur du traitement. Son inclusion dans la régression permet de contrôler pour le niveau initial du ménage sur la variable étudiée, augmentant ainsi la précision de l'estimation de β_{1t} (méthode ANCOVA).

En pratique, certaines observations présentent une valeur manquante à la vague de référence. Pour éviter d'exclure ces ménages de l'analyse tout en évitant d'introduire un biais lié à un remplacement arbitraire, Y_{ih}^{baseline} est en réalité intégré à la régression sous la forme de deux termes distincts: une variable c_{ih}^{baseline} , correspondant à la valeur observée à la vague de référence (remplacée par 0 lorsqu'elle est manquante), et une indicatrice m_{ih}^{baseline} , valant 1 si cette valeur est manquante et 0 dans le cas contraire. Cette dernière absorbe le biais introduit par le remplacement arbitraire des valeurs manquantes, garantissant que le coefficient associé à c_{ih}^{baseline} reste correctement identifié.

Exogénéité des chocs par rapport à la richesse

Cette section vise à s'assurer que la déclaration d'un choc de santé n'est pas elle-même déterminée par le niveau de richesse du ménage. En effet, dans la mesure où la variable

Choc reflète davantage la probabilité de recours aux soins que la survenue effective d'un choc, le niveau de richesse pourrait influencer cette variable. Un test de corrélation simple est ainsi mené entre la variable Choc et deux indicateurs de richesse du ménage: l'indice d'actifs et les revenus et recettes. Une corrélation positive et marquée entre le choc et ces indicateurs économiques suggérerait que la probabilité de déclarer un choc de santé n'est pas indépendante des conditions matérielles du ménage. Cela questionnerait alors la validité de cette variable comme mesure d'un événement exogène.

3.5.2 Effet des chocs sur les indices de BANERJEE et al. (2021)

Une deuxième régression, estimée uniquement sur le groupe de contrôle, permet ensuite de tester si les chocs de santé affectent les différents indices construits par BANERJEE et al. (2021), en utilisant également la méthode ANCOVA:

$$Y_{iht} = \alpha_{2t} + \beta_{2t}\text{Choc}_{iht} + \kappa_{2t}Y_h^{\text{baseline}} + \gamma_{2ht} + \varepsilon_{iht} \quad (5)$$

Y_{iht} désigne tour à tour chacun des différents indices d'intérêt. Le coefficient β_{2t} capture l'effet moyen d'un choc de santé sur ces différents indices. La restriction de l'échantillon au groupe de contrôle permet de s'assurer que β_{2t} capte uniquement l'effet propre du choc de santé sur les indices de bien-être. Autrement, cet effet serait contaminé par celui du programme lui-même. En effet, en incluant les ménages ayant bénéficié du traitement, il deviendrait difficile de distinguer deux sources de variation dans les indices. La première serait le choc de santé lui-même. La seconde serait l'interaction entre ce choc et les ressources apportées par le programme. Cette confusion biaiserait l'interprétation de β_{2t} comme effet causal du choc.

3.5.3 Effet différencié selon le statut de traitement

La question centrale de ce mémoire est ensuite testée à travers une troisième régression qui introduit le choc comme variable de contrôle ainsi qu'un terme d'interaction entre le choc et le traitement, afin d'évaluer si le programme de graduation atténue ou, au contraire, amplifie l'effet d'un choc de santé sur les indices de BANERJEE et al. (2021) :

$$Y_{iht} = \alpha_{3t} + \beta_{3t}\text{Choc}_{iht} + \delta_{3t}\text{Trait}_i + \theta_{3t}(\text{Choc}_{iht} \times \text{Trait}_i) + \kappa_{3t}Y_{ih}^{\text{baseline}} + \gamma_{3ht} + \varepsilon_{iht} \quad (6)$$

Le coefficient θ_{3t} , associé au terme d'interaction $\text{Choc}_{iht} \times \text{Trait}_i$, est ici central. Il mesure la différence d'impact d'un choc sur le groupe de traitement par rapport au groupe de contrôle. Il ne mesure donc pas l'effet direct d'un choc sur le traitement mais plutôt l'écart entre l'effet du choc chez les traités et chez les non-traités.

L'inclusion de Choc_{iht} comme variable de contrôle, en plus du terme d'interaction, est

nécessaire pour une identification correcte de θ_{3t} . En l'absence de ce contrôle, le coefficient θ_{3t} associé au terme d'interaction capterait non seulement l'effet différentiel du choc de santé selon le statut de traitement, mais également une partie de l'effet direct du choc lui-même, ce qui biaiserait son interprétation.

Lorsque le coefficient θ_{3t} du terme d'interaction est significatif, c'est-à-dire lorsque les ménages traités réagissent de manière significativement différente au choc que les ménages du groupe de contrôle, un test de combinaison linéaire est réalisé. Il permet de mesurer si le choc annule ou non l'effet du traitement.

Ce test est réalisé en testant l'hypothèse nulle:

$$H_0 : \underbrace{(\alpha_{3t} + \beta_{3t} + \delta_{3t} + \theta_{3t})}_{\text{Ménages traités et choqués}} - \underbrace{(\alpha_{3t} + \beta_{3t})}_{\text{Ménages non traités choqués}} = 0 \quad (7)$$

Qui se réécrit ainsi:

$$H_0 : \delta_{3t} + \theta_{3t} = 0 \quad (8)$$

à l'hypothèse alternative:

$$H_1 : \delta_{3t} + \theta_{3t} \neq 0 \quad (9)$$

Ainsi, le rejet de H_0 indique que l'effet net du traitement demeure statistiquement différent de zéro pour les ménages ayant subi un choc, tandis que l'absence de rejet signifie que cet effet net n'est plus distinguable de zéro. L'absence de rejet ne nous permet pas de dire dans quel sens l'effet net va. Il s'agit du signe du coefficient $\delta_{3t} + \theta_{3t}$. Lorsqu'il est positif, cela indique que le traitement atténue l'effet du choc, tandis que lorsqu'il est négatif, cela indique que le traitement aggrave l'effet du choc.

Cette régression est ensuite répétée en remplaçant la variable Choc par la variable "Quartile de jours malades" afin de vérifier la robustesse des résultats.

3.6 Résultats

3.6.1 Vérification de l'exogénéité

TABLE 2 – Test d'Exogénéité

	Choc
<i>A: Vague 1 (18 mois)</i>	
	(1)
Traitement	-0.013 (0.030)
Vague de référence	0.497
Observations	0.314
N	977.00
<i>B: Vague 2 (3 ans)</i>	
Traitement	-0.027 (0.034)
Moyenne du groupe de contrôle	0.538
Vague de référence	0.314
Observations	874.00
<i>C: Vague 3 (7 ans)</i>	
Traitement	-0.022 (-0.70)
Moyenne du groupe de contrôle	0.283
Moyenne de référence	0.314
Observations	831.00
<i>Notes: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.</i>	

On constate à l'aide du Tableau 2 que les coefficients associés à la variable Choc sont non significatifs sur l'ensemble des vagues. Ainsi, l'on ne peut pas attester d'une endogénéité entre notre variable Choc et le traitement. La déclaration de Choc est donc bien indépendante du traitement.

TABLE 3 – Corrélations entre le choc de santé et la richesse

	Vague de référence	Vague 1	Vague 2	Vague 3
Indice d'actifs	0.089	0.030	0.049	0.056
Revenus et recettes	.	0.009	0.074	0.043

Les coefficients de corrélation obtenus, présentés au Tableau 3, s'avèrent positif, mais seulement très faiblement, ce qui suggère que la variable Choc est plutôt indépendante du niveau de richesse des ménages.

3.6.2 Effet des chocs sur les indices

TABLE 4 – Effet du choc de santé sur les indices du ménage

	Indice d'actifs	Consommation par habitant	Indice de sécurité alimentaire	Revenus et recettes	Indice d'inclusion financière	Total des emprunts
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>A: Vague 1 (18 mois)</i>						
Choc de santé	0.204 (0.194)	0.248** (0.110)	-0.112 (0.089)	0.015 (0.152)	0.127 (0.077)	89.454 (64.911)
P-Valeur	0.295	0.025	0.211	0.922	0.102	0.169
Moyenne vague de référence	-0.040	0.010	0.026	.	0.014	221.669
Observations	354.00	384.00	383.00	384.00	383.00	383.00
<i>B: Vague 2 (3 ans)</i>						
Choc de santé	0.326* (0.177)	0.141 (0.122)	0.073 (0.111)	0.318*** (0.116)	-0.029 (0.092)	-82.939 (64.078)
P-Valeur	0.067	0.249	0.513	0.007	0.750	0.197
Moyenne vague de référence	-0.040	0.010	0.026	.	0.014	221.669
Observations	406.00	406.00	406.00	406.00	406.00	406.00
<i>C: Vague 3 (7 ans)</i>						
Choc de santé	0.263 (0.224)	0.154 (0.287)	0.016 (0.127)	0.045 (0.116)	0.386 (0.239)	201.075 (183.239)
P-Valeur	0.241	0.590	0.902	0.696	0.107	0.273
Moyenne vague de référence	-0.040	0.010	0.026	.	0.014	221.669
Observations	389.00	411.00	411.00	413.00	411.00	411.00

Notes: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Le Tableau 4 présente les résultats de l'effet du choc de santé sur les principaux indices agrégés du ménage. Globalement, les résultats sont faiblement significatifs. Trois coefficients ressortent: celui de la consommation par habitant en vague 1 (0,248, significatif à 5%), celui de l'indice d'actifs en vague 2 (0,326, significatif à 10%), et celui des revenus en vague 2 (0,318, significatif à 1%). Aucun résultat n'est significatif à la vague 3, c'est-à-dire après sept ans. Il est par ailleurs important de noter que ces coefficients sont positifs, tout comme la majorité des autres coefficients non significatifs. Cela soulève une difficulté d'interprétation importante: cela signifierait qu'un choc de santé serait associé à une amélioration des actifs, de la consommation, du revenu et de l'inclusion financière du ménage. Cette relation va à l'encontre de l'intuition économique standard selon laquelle un choc de santé négatif devrait au contraire dégrader ces différentes dimensions du bien-être, à travers l'augmentation des dépenses de santé, la perte de capacité de travail, ou la nécessité de liquider des actifs pour y faire face. L'explication la plus plausible serait l'existence d'un biais sur la variable Choc. Cette piste sera approfondie dans la partie Discussion.

TABLE 5 – Effet du choc de santé sur la consommation mensuelle et la sécurité alimentaire

	Consommation par habitant, hors migrant (1)	Consommation alimen- taire par habitant (2)	Consommation non ali- mentaire par habitant (3)	Consommation en biens durables par habitant (4)	Tous les membres du ménage ont assez à manger chaque jour ⁽⁵⁾	Personne n'est resté un jour sans manger (6)	Aucun enfant n'a sauté de repas (7)
<i>A: Vague 1 (18 mois)</i>							
Choc de santé	6.026** (2.668)	1.064 (1.573)	4.990*** (1.671)	-0.817 (0.778)	-0.088* (0.048)	0.018 (0.060)	-0.034 (0.058)
P-Valeur	0.025	0.499	0.003	0.295	0.070	0.762	0.567
Moyenne vague de référence	40.97	26.63	14.38	0.95	0.11	0.28	0.54
Observations	384.00	384.00	384.00	384.00	383.00	383.00	291.00
<i>B: Vague 2 (3 ans)</i>							
Choc de santé	3.419 (2.953)	0.671 (1.848)	2.281 (1.687)	0.377 (0.508)	0.005 (0.063)	0.111*** (0.043)	-0.037 (0.046)
P-Valeur	0.248	0.717	0.177	0.459	0.935	0.010	0.430
Moyenne vague de référence	40.97	26.63	14.38	0.95	0.11	0.28	0.54
Observations	405.00	405.00	405.00	405.00	405.00	405.00	294.00
<i>C: Vague 3 (7 ans)</i>							
Choc de santé	3.231 (7.046)	-0.917 (3.919)	3.871 (4.125)	1.846** (0.924)	-0.022 (0.067)	0.048 (0.047)	0.011 (0.058)
P-Valeur	0.647	0.815	0.349	0.047	0.743	0.309	0.858
Moyenne vague de référence	40.97	26.63	14.38	0.95	0.11	0.28	0.54
Observations	392.00	392.00	392.00	392.00	392.00	392.00	245.00

Notes: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Le Tableau 5 détaille l'effet d'un choc de santé sur la consommation mensuelle et la sécurité alimentaire, permettant de décomposer l'indice de consommation dont la signifi-

cativité en vague 1 avait été révélée par le Tableau 3. Néanmoins, là encore, on observe peu de coefficients significatifs, répartis de manière aléatoire entre les différentes vagues et indices. La consommation par habitant (hors migrants) présente un coefficient de 6,026, significatif à 5% en vague 1. La consommation par habitant non alimentaire affiche un coefficient de 4,99, significatif à 1% en vague 1. C'est donc cette composante qui explique principalement la significativité de la consommation en vague 1 du Tableau 3. L'indice mesurant si tous les membres du ménage ont suffisamment à manger chaque jour montre un coefficient de -0,088, significatif à 10% en vague 1. Celui mesurant qu'aucun membre du ménage n'a passé une journée entière sans manger présente un coefficient de 0,111, significatif à 1% en vague 2. Enfin, la consommation alimentaire par habitant affiche un coefficient de 1,846, significatif à 1% en vague 3. Toutefois, la variable relative au fait que tous les membres du ménage ont suffisamment à manger affiche un coefficient négatif (-0,817) et significatif à 10%.

Ces résultats s'inscrivent dans le prolongement de ceux du Tableau 4: peu de significativité, aucune variable ne se dégageant clairement, et des coefficients globalement positifs, ce qui interroge à nouveau sur l'existence d'un biais.

TABLE 6 – Effet du choc de santé sur les revenus mensuels

	Revenu de l'élevage	Revenu de micro- entreprise non- agricole	Auto- emploi (mois typique)	Indice d'actifs productifs	Transferts de fonds	Statut éco- nomique auto- déclaré (1-10)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>A: Vague 1 (18 mois)</i>						
Choc de santé	-1.519 (3.274)	-0.000 (9.721)	4.523 (10.914)	0.203 (0.142)	0.000 (.)	0.180 (0.129)
P-Valeur	0.643	1.000	0.679	0.155	.	0.165
Moyenne vague de référence	0.00	11.11	14.76	-0.00	.	1.92
Observations	384.00	384.00	384.00	355.00	384.00	382.00
<i>B: Vague 2 (3 ans)</i>						
Choc de santé	4.071 (6.370)	-9.479 (8.760)	-14.243 (9.942)	0.056 (0.097)	7.657** (3.598)	0.235* (0.133)
P-Valeur	0.523	0.280	0.153	0.564	0.034	0.078
Moyenne vague de référence	0.00	11.11	14.76	-0.00	.	1.92
Observations	405.00	405.00	405.00	405.00	405.00	405.00
<i>C: Vague 3 (7 ans)</i>						
Choc de santé	-0.785 (3.436)	10.008 (19.450)	13.215 (20.201)	0.034 (0.104)	4.099 (10.416)	0.236 (0.210)
P-Valeur	0.819	0.607	0.514	0.744	0.694	0.262
Moyenne vague de référence	0.00	11.11	14.76	-0.00	.	1.92
Observations	392.00	392.00	392.00	371.00	392.00	392.00

Notes: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Le Tableau 6 porte sur les revenus mensuels et permet également d'examiner de plus près l'indice de revenus et recettes du Tableau 4, significatif en vague 2. Cette significativité s'explique par deux coefficients: le transfert des fonds par les travailleurs migrants (7,657, significatif à 5%) et par le statut économique auto-déclaré (0,235, significatif à 10%). A nouveau, les coefficients sont positifs et interrogent.

Lorsque l'on remplace la variable Choc par la variable "Quartile de jours malades", l'on obtient des résultats différents, comme l'on observe sur les tableaux 7, 8 et 9. Seuls trois coefficients sont significatifs: la consommation par habitant (0,086, significatif à 10%), l'indice d'inclusion financière (0,055, significatif à 10%), et le statut économique auto-déclaré (0,242, significatif à 10%). Une sixième variable non standardisée a été rajoutée au Tableau 10 indiquant le niveau d'emprunt total (43,7, significatif à 10%). Elle permet de mieux comprendre la significativité de l'indice d'inclusion financière. Ainsi la significativité de cet indice est notamment due à un niveau d'emprunt total plus élevé. D'autres coefficients sont négatifs mais non significatifs, principalement liés aux revenus mensuels, comme le revenu de l'élevage, le revenu de micro-entreprise non-agricole, l'auto-

emploi et l'indice d'actifs productifs. Ces résultats semblent légèrement plus cohérents. En effet la maladie peut expliquer une augmentation de l'emprunt due à la survenue de frais médicaux. De plus, même si les différents indices de revenus sont non significatifs, ils sont négatifs, ce qui est également cohérent avec une maladie, car cela rend les individus moins disponibles sur le marché du travail. Nous y reviendrons dans la discussion.

TABLE 7 – Effet du choc de santé sur les indices du ménage avec variable alternative

	Indice d'actifs	Consommation par habitant	Indice de sécurité alimentaire	Revenus et recettes	Indice d'inclusion financière	Total des emprunts
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>A : Vague 1 (18 mois)</i>						
Quartile de jours malades	0.042 (0.074)	0.086** (0.042)	-0.020 (0.030)	0.039 (0.049)	0.055** (0.028)	43.703* (23.433)
P-valeur	0.570	0.042	0.513	0.426	0.050	0.063
Moyenne à la vague de référence	-0.040	0.010	0.026	.	0.014	221.669
Observations	354.00	384.00	383.00	384.00	383.00	383.00

Notes: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

TABLE 8 – Effet du choc de santé sur la consommation mensuelle et la sécurité alimentaire avec variable alternative

	Consommation par habitant, hors migrant (1)	Consommation alimen- taire par habitant (2)	Consommation non ali- mentaire par habitant (3)	Consommation en biens durables par habitant (4)	Tous les membres du ménage ont assez à manger chaque jour ⁽⁵⁾	Personne n'est resté un jour sans manger (6)	Aucun enfant n'a sauté de repas (7)
<i>A : Vague 1 (18 mois)</i>							
Quartile de jours malades	2.494 (2.822)	1.566 (1.861)	0.920 (1.502)	0.274 (0.579)	0.051 (0.046)	0.105 (0.064)	0.067 (0.069)
P-valeur	0.378	0.401	0.541	0.636	0.269	0.105	0.330
Moyenne à la vague de référence	40.97	26.63	14.38	0.95	0.11	0.28	0.54
Observations	384.00	384.00	384.00	384.00	383.00	383.00	291.00

Notes: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

TABLE 9 – Effet du choc de santé sur les revenus mensuels avec variable alternative

	Revenu de l'élevage	Revenu de micro- entreprise non- agricole	Auto- emploi (mois typique)	Indice d'actifs productifs	Transferts de fonds	Statut éco- nomique auto- déclaré (1-10)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>A : Vague 1 (18 mois)</i>						
Quartile de jours malades	-6.058 (4.122)	-3.439 (10.449)	-3.936 (11.294)	-0.018 (0.153)	0.000 (.)	0.242* (0.131)
P-valeur	0.143	0.742	0.728	0.906	.	0.065
Moyenne à la vague de référence	0.00	11.11	14.76	-0.00	.	1.92
Observations	384.00	384.00	384.00	355.00	384.00	382.00

Notes: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

3.6.3 Effet différencié selon le statut de traitement

Lorsque l'on examine les différents indices dans les Tableaux 10, 11 et 12, l'on constate que la plupart des coefficients de la variable traitement sont significatifs et positifs, comme montré dans BANERJEE et al. (2021). On ne va pas s'attarder sur les coefficients de la variable Choc. En effet, celle-ci, dans cette régression, sert principalement de contrôle pour isoler l'effet propre de la variable d'interaction, seule variable qui nous intéresse réellement pour répondre à la question de recherche. L'effet global d'un choc a déjà été montré précédemment dans la deuxième spécification. Concernant les coefficients de la variable d'interaction, ce sont principalement ceux liés à la consommation qui ressortent, pour la deuxième vague uniquement: l'indice de consommation par habitant du Tableau 10 (-0,368, significatif à 5%), la consommation par habitant hors migrants (-8,917, significatif à 5%) et la consommation non-alimentaire par habitant (-5,558, significatif à 5%) du Tableau 11. S'y ajoute l'indice d'actifs productifs du Tableau 12 (-0,437, significatif à 5%) à la première vague uniquement (18 mois). Ainsi l'ensemble de ces coefficients sont négatifs et de signe opposé aux coefficients de β_{2t} des régressions de la deuxième spécification. Le traitement atténue donc l'effet du choc. Il faut toutefois noter que, pour les indices où le coefficient de la variable d'interaction est significatif, β_{2t} ne l'est pas.

Lorsque l'on analyse le test de combinaison linéaire pour les quatre indices où le coefficient de la variable d'interaction est significatif, le résultat est le même à chaque fois: le coefficient est positif, mais non significatif. Cela signifie que, pour ces indices, l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle l'effet net du traitement chez les ménages ayant subi un choc serait égal à zéro. Le signe positif du coefficient suggère néanmoins que l'effet net du traitement, bien que non distinguable de zéro, ne joue pas en défaveur des ménages traités. Pour les autres indices, la significativité varie mais le coefficient reste globalement toujours positif.

TABLE 10 – Effet sur la consommation mensuelle et la sécurité alimentaire avec terme d'interaction

	Indice d'actifs	Consommation par habitant	Indice de sécurité alimentaire	Revenus et recettes	Indice d'inclusion financière
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>A : Vague 1 (18 mois)</i>					
Traitement	0.317** (0.138)	0.307*** (0.090)	0.184*** (0.067)	0.115 (0.098)	-0.015 (0.047)
Choc	0.230 (0.170)	0.259** (0.106)	-0.051 (0.076)	-0.010 (0.124)	0.101 (0.070)
Traitement x choc	-0.224 (0.230)	0.023 (0.155)	0.005 (0.102)	0.068 (0.161)	0.034 (0.087)
P-valeur	0.606	0.010	0.010	0.142	0.798
Coefficient du test	0.094	0.331	0.189	0.182	0.019
Moyenne groupe de contrôle	-0.196	0.351	0.353	0.000	0.135
Moyenne vague de référence	-0.00	-0.00	-0.00	.	-0.00
Observations	679.00	813.00	812.00	814.00	812.00
<i>B : Vague 2 (3 ans)</i>					
Traitement	0.398*** (0.154)	0.484*** (0.114)	0.273*** (0.089)	0.282*** (0.100)	0.196* (0.100)
Choc	0.218 (0.152)	0.269** (0.115)	0.069 (0.093)	0.308*** (0.106)	0.023 (0.088)
Traitement x choc	-0.014 (0.229)	-0.368** (0.160)	-0.044 (0.121)	-0.206 (0.149)	-0.011 (0.134)
P-valeur	0.013	0.294	0.004	0.470	0.026
Coefficient du test	0.384	0.117	0.229	0.075	0.185
Moyenne groupe de contrôle	-0.247	0.850	0.935	-0.000	0.302
Moyenne vague de référence	-0.00	-0.00	-0.00	.	-0.00
Observations	875.00	875.00	875.00	875.00	875.00
<i>C : Vague 3 (7 ans)</i>					
Traitement	0.782*** (0.153)	0.829*** (0.145)	0.427*** (0.074)	0.313*** (0.084)	0.260* (0.158)
Choc	0.338 (0.211)	0.337 (0.253)	0.032 (0.114)	0.085 (0.110)	0.631*** (0.214)
Traitement x Choc	0.134 (0.307)	-0.468 (0.303)	0.010 (0.138)	0.088 (0.166)	-0.268 (0.342)
P-valeur	0.001	0.167	0.000	0.004	0.979
Coefficient du test	0.916	0.362	0.437	0.401	-0.008
Moyenne groupe de contrôle	-0.458	1.089	1.095	0.000	0.671
Moyenne vague de référence	-0.00	-0.00	-0.00	.	-0.00
Observations	807.00	867.00	867.00	869.00	867.00

Notes: Le coefficient du test et la P-valeur reportés sont ceux du test de combinaison linéaire; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

TABLE 11 – Effet sur la consommation mensuelle et la sécurité alimentaire avec terme d'interaction

	Consommation par habitant, hors migrant (1)	Consommation alimen- taire par habitant (2)	Consommation non ali- mentaire par habitant (3)	Consommation en biens durables par habitant (4)	Tous les membres du ménage ont assez à manger chaque jour ⁽⁵⁾	Personne n'est resté un jour sans manger (6)	Aucun enfant n'a sauté de repas (7)
<i>A : Vague 1 (18 mois)</i>							
Traitement	7.458*** (2.177)	5.385*** (1.552)	1.902 (1.159)	-0.814 (0.606)	0.062* (0.035)	0.126*** (0.041)	0.047 (0.046)
Choc	6.292** (2.573)	1.320 (1.588)	5.178*** (1.556)	-0.263 (0.624)	-0.068* (0.040)	0.066 (0.049)	-0.003 (0.051)
Traitement x choc	0.562 (3.770)	0.092 (2.289)	0.774 (2.371)	1.154 (0.813)	0.029 (0.056)	0.006 (0.061)	-0.037 (0.070)
P-valeur	0.010	0.002	0.189	0.452	0.026	0.003	0.854
Coefficient du test	8.020	5.477	2.676	0.340	0.0909	0.132	0.00949
Moyenne groupe de contrôle	49.25	33.28	15.97	2.28	0.11	0.68	0.75
Moyenne à la baseline	40.74	26.76	14.00	0.97	0.11	0.28	0.51
Observations	812	812	812	812	811	810	613
<i>B : Vague 2 (3 ans)</i>							
Traitement	11.747*** (2.763)	4.589*** (1.710)	6.935*** (1.589)	1.100* (0.585)	0.143*** (0.050)	0.053 (0.037)	0.072** (0.036)
Choc	6.518** (2.799)	2.456 (1.699)	3.922** (1.639)	0.704 (0.566)	0.010 (0.053)	0.085** (0.037)	-0.013 (0.039)
Traitement x Choc	-8.917** (3.882)	-3.009 (2.324)	-5.558** (2.402)	-0.393 (0.942)	-0.007 (0.070)	-0.023 (0.047)	0.023 (0.048)
P-valeur	0.293	0.316	0.420	0.261	0.005	0.285	0.004
Coefficient du test	2.831	1.580	1.377	0.707	0.136	0.0305	0.0957
Moyenne groupe de contrôle	61.40	37.56	23.84	1.93	0.42	0.85	0.86
Moyenne à la baseline	40.74	26.76	14.00	0.97	0.11	0.28	0.51
Observations	874	874	874	874	874	874	636
<i>C : Vague 3 (7 ans)</i>							
Traitement	19.826*** (3.641)	10.841*** (2.145)	8.813*** (2.035)	2.756*** (0.608)	0.197*** (0.039)	0.109*** (0.027)	0.042 (0.034)
Choc	8.030 (6.206)	0.910 (3.400)	6.792* (3.526)	2.019** (0.913)	-0.008 (0.058)	0.066 (0.040)	0.018 (0.047)
Traitement x choc	-11.111 (7.509)	-5.169 (4.199)	-5.634 (4.357)	-1.707 (1.144)	0.043 (0.073)	-0.034 (0.048)	0.007 (0.053)
P-valeur	0.172	0.105	0.390	0.269	0.000	0.062	0.212
Coefficient du test	8.715	5.672	3.179	1.049	0.240	0.0751	0.0485
Moyenne groupe de contrôle	67.99	38.01	29.99	2.30	0.60	0.83	0.88
Moyenne à la baseline	40.74	26.76	14.00	0.97	0.11	0.28	0.51
Observations	831	831	831	831	831	831	530

Notes: La P-valeur et le Coefficient du test (avec astérisques) sont ceux du test de combinaison linéaire; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

TABLE 12 – Effet sur les revenus mensuels avec terme d’interaction

	Revenu de l'élevage	Revenu de micro- entreprise non- agricole	Auto- emploi (mois typique)	Indice d'actifs productifs	Transferts de fonds	Statut éco- nomique auto- déclaré (1-10)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>A : Vague 1 (18 mois)</i>						
Traitement	11.983*** (3.311)	4.675 (5.159)	14.218** (6.813)	0.633*** (0.113)	0.000 (.)	0.287*** (0.094)
Choc	0.613 (3.052)	-0.077 (8.045)	-1.247 (9.433)	0.219* (0.121)	0.000 (.)	0.202* (0.113)
Traitement x choc	-4.253 (4.342)	7.248 (10.713)	10.276 (12.967)	-0.437** (0.172)	0.000 (.)	-0.203 (0.152)
P-valeur	0.009	0.182	0.023	0.136	.	0.467
Coefficient du test	7.730	11.92	24.49	0.195	0	0.0838
Moyenne groupe de contrôle	3.33	36.24	46.09	-0.23	0.00	2.77
Moyenne à la vague de référence	0.00	13.24	16.30	-0.00	.	1.97
Observations	813	813	813	681	813	810
<i>B : Vague 2 (3 ans)</i>						
Traitement	10.254** (4.015)	28.258*** (9.937)	32.479*** (10.990)	0.569*** (0.107)	7.637** (3.473)	0.331*** (0.112)
Choc	3.689 (4.880)	-1.357 (8.426)	-5.637 (9.556)	0.081 (0.093)	7.316** (3.451)	0.301** (0.118)
Traitement x choc	-4.922 (6.007)	-6.340 (13.543)	-3.156 (14.675)	0.006 (0.153)	-7.395 (5.198)	-0.057 (0.159)
P-valeur	0.183	0.010	0.001	0.000	0.945	0.015
Coefficient du test	5.333	21.92	29.32	0.575	0.242	0.274
Moyenne groupe de contrôle	8.01	49.52	60.57	-0.30	12.92	3.37
Moyenne à la vague de référence	0.00	13.24	16.30	-0.00	.	1.97
Observations	874	874	874	874	874	874
<i>C : Vague 3 (7 ans)</i>						
Traitement	28.567*** (6.783)	57.957*** (16.385)	94.606*** (17.768)	0.740*** (0.096)	5.401 (8.353)	1.572*** (0.164)
Choc	0.353 (6.839)	-12.248 (21.507)	-10.993 (22.727)	0.052 (0.117)	2.871 (9.823)	0.377* (0.225)
Traitement x Choc	-7.881 (11.919)	31.069 (33.831)	51.544 (38.491)	0.167 (0.188)	10.458 (15.366)	0.132 (0.341)
P-valeur	0.024	0.002	0.000	0.000	0.199	0.000
Coefficient du test	20.69	89.03	146.1	0.906	15.86	1.705
Moyenne groupe de contrôle	9.87	91.46	104.16	-0.40	35.25	4.73
Moyenne à la vague de référence	0.00	13.24	16.30	-0.00	.	1.97
Observations	831	831	831	773	831	831

Notes: La P-valeur et le Coefficient du test (avec astérisques) sont ceux du test de combinaison linéaire; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Lorsque l'on remplace la variable Choc par la variable "Quartile de jours malades", l'on obtient seulement un coefficient d'interaction significatif dans nos trois tableaux, 13, 14 et 15: la consommation en biens durables par habitant (0,549, significatif à 10%). Le test de combinaison linéaire s'y révèle non significatif. Pour les onze autres variables, le test se révèle significatif. Le coefficient obtenu y est également positif, ce qui montre que le programme produit toujours ses effets malgré la survenue d'un choc sur la santé.

TABLE 13 – Effet du choc de santé sur les indices du ménage avec variable alternative et interaction

	Indice d'actifs	Consommation par habitant	Indice de sécurité alimentaire	Revenus et recettes	Indice d'inclusion financière
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>A : Vague 1 (18 mois)</i>					
Traitement	0.181 (0.152)	0.272*** (0.101)	0.158** (0.071)	0.019 (0.100)	-0.071 (0.050)
Quartile de jours malades	0.031 (0.064)	0.079** (0.040)	-0.032 (0.027)	0.025 (0.043)	0.043* (0.026)
Traitement x Quartile de jours malades	0.027 (0.091)	0.025 (0.060)	0.024 (0.039)	0.099 (0.061)	0.051 (0.036)
P-valeur	0.062	0.000	0.000	0.114	0.612
Coefficient du test	0.208	0.298	0.181	0.118	-0.020
Moyenne groupe de contrôle	-0.196	0.351	0.353	0.000	0.135
Moyenne vague de référence	-0.00	-0.00	-0.00	.	-0.00
Observations	679.00	813.00	812.00	814.00	812.00

Notes: Le coefficient du test et la P-valeur reportés sont ceux du test de combinaison linéaire; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

TABLE 14 – Effet du choc de santé sur la consommation mensuelle et la sécurité alimentaire avec variable alternative et terme d'interaction

	Consommation par habitant, hors migrant (1)	Consommation alimen- taire par habitant (2)	Consommation non ali- mentaire par habitant (3)	Consommation en biens durables par habitant (4)	Tous les membres du ménage ont assez à manger chaque jour ⁽⁵⁾	Personne n'est resté un jour sans manger (6)	Aucun enfant n'a sauté de repas (7)
<i>A : Vague 1 (18 mois)</i>							
Traitement	6.604*** (2.451)	5.526*** (1.715)	0.935 (1.363)	-1.027 (0.661)	0.055 (0.038)	0.125*** (0.043)	0.030 (0.049)
Quartile de jours malades	1.909** (0.963)	-0.296 (0.570)	2.249*** (0.606)	-0.194 (0.252)	-0.027* (0.014)	0.015 (0.018)	-0.006 (0.020)
Traitement x Quartile de jours malades	0.616 (1.468)	-0.109 (0.880)	0.789 (0.956)	0.549* (0.331)	0.017 (0.021)	0.002 (0.023)	0.001 (0.027)
P-valeur	0.000	0.000	0.092	0.241	0.006	0.000	0.363
Coefficient du test	7.220	5.417	1.724	-0.478	0.0717	0.126	0.0319
Moyenne groupe de contrôle	49.25	33.28	15.97	2.28	0.11	0.68	0.75
Moyenne à la baseline	40.74	26.76	14.00	0.97	0.11	0.28	0.51
Observations	813	813	813	813	812	811	613

Notes: La P-valeur et le Coefficient du test (avec astérisques) sont ceux du test de combinaison linéaire; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

TABLE 15 – Effet du choc de santé sur les revenus mensuels avec variable alternative et terme d'interaction

	Revenu de l'élevage (1)	Revenu de micro- entreprise non- agricole (2)	Auto- emploi (mois typique) (3)	Indice d'actifs productifs (4)	Transferts de fonds (5)	Statut éco- nomique auto- déclaré (1-10) (6)
<i>A : Vague 1 (18 mois)</i>						
Traitement	9.536*** (2.423)	4.004 (5.662)	10.765 (7.257)	0.535*** (0.120)	0.000 (.)	0.160 (0.103)
Quartile de jours malades	2.209** (1.124)	1.073 (2.673)	0.524 (3.407)	0.036 (0.043)	0.000 (.)	-0.004 (0.040)
Traitement x Quartile de jours malades	0.418 (1.851)	3.057 (3.620)	6.268 (4.723)	-0.075 (0.066)	0.000 (.)	0.035 (0.056)
P-valeur	0.000	0.111	0.003	0.000	.	0.008
Coefficient du test	9.954	7.061	17.03	0.460	0	0.195
Moyenne groupe de contrôle	3.33	36.24	46.09	-0.23	0.00	2.77
Moyenne à la baseline	0.00	13.24	16.30	-0.00	.	1.97
Observations	814	814	814	681	814	811

Notes: La P-valeur et le Coefficient du test (avec astérisques) sont ceux du test de combinaison linéaire; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

3.7 Discussion

L'ensemble des résultats présentés dans les spécifications précédentes soulève une difficulté d'interprétation centrale qu'il convient à présent d'examiner de plus près.

Le constat le plus frappant concerne le signe systématiquement positif des coefficients associés à la variable Choc dans la deuxième régression, celle destinée à mesurer l'effet global du choc sur le groupe de contrôle. Cette régularité va à l'encontre de l'intuition économique standard, selon laquelle un choc de santé négatif devrait dégrader ces différentes dimensions de bien-être, à travers l'augmentation des dépenses de santé, la perte de capacité de travail ou la nécessité de liquider des actifs pour y faire face.

L'explication d'un biais de déclaration est à exclure. En effet, la variable Choc s'est révélée exogène au traitement. De plus, si ce biais existait, il ne fausserait pas la deuxième régression étant donné que celle-ci s'effectue uniquement sur le groupe de contrôle. Or on constate déjà des résultats contre-intuitifs dès cette deuxième régression.

Une autre biais plus plausible, tient à la nature même de la variable Choc qui entraînerait un biais de mesure. En effet, comme mentionné plus haut, cette variable ne mesure pas directement la survenue d'un choc sur la santé, mais plutôt la réaction du ménage face à ce type d'événement, à travers le recours aux soins ou à l'hospitalisation. Elle pourrait donc être fortement liée à la richesse du ménage et créer un problème de causalité inverse: la variable pourrait non plus impacter les différents indices, mais être impactée par ceux-ci. Toutefois, le test de corrélation entre la variable Choc et les indicateurs de richesse du ménage ne révèle qu'une association faible à chaque vague. Ceci met en doute un lien direct entre le niveau de ressources du ménage et sa probabilité de déclarer un choc. Toutefois, cela n'exclut pas l'existence d'un biais de mesure et de causalité inverse. En effet, le recours aux soins dépend probablement moins du niveau de richesse que de l'accès effectif aux infrastructures de santé, une dimension que notre mesure de richesse ne reflète qu'imparfaitement, mais qui peut toujours être liée aux différentes dimensions de bien-être.

Un autre élément vient appuyer l'existence de ce biais: l'utilisation de la variable "Quartile de jours malades". Celle-ci, étant donné qu'elle représente le nombre de jours de travail perdus pour cause de maladie, devrait en principe rendre compte plus fidèlement de la survenue effective d'un problème de santé, si le biais impacte la variable Choc. En effet, dans la deuxième régression, si les coefficients positifs et significatifs obtenus sur les indices de consommation ne vont pas dans ce sens, les coefficients négatifs sur plusieurs indices liés au revenu, bien que non significatifs, sont en revanche plus cohérents. De fait, une perte de jours de travail réduit logiquement les revenus. Ainsi, la variable "Quartile de jours malades" étant une meilleure mesure que la variable Choc, cela indiquerait bel et bien l'existence d'un biais sur cette dernière.

Toutefois, elle n'est pas parfaite, étant donné que les résultats positifs sur les indices

de consommation restent contre-intuitifs. Une explication à cela est que cette variable, bien que meilleure, pourrait toujours être impactée par un biais de mesure et la laisserait liée à différents indicateurs de bien-être du ménage. En effet, alors qu'un individu aisé malade pourrait plus se permettre de se reposer quelques jours afin de se soigner, c'est moins le cas d'un individu pauvre qui a besoin des rentrées d'argent. Les ménages pauvres auraient d'avantage tendance à travailler, même malades, et à déclarer moins de jours absents dus à un choc sur la santé.

Malgré ce biais persistant dans la variable "Quartile de jours malades", les résultats de la troisième régression apportent un éclairage utile. Si les coefficients du terme d'interaction, globalement non significatifs, ne permettent pas d'établir que le choc a un effet différencié sur le groupe de traitement, les résultats significatifs obtenus au test de combinaison linéaire indiquent quant à eux que, malgré le choc, les ménages continuent de bénéficier du programme.

Par ailleurs, le fait que la variable choc ne soit finalement pas une si bonne mesure de l'occurrence d'un choc sur la santé, ne la rend pas pour autant inintéressante. De fait, étant donné qu'elle capte plutôt la propension des ménages à dépenser pour se soigner, elle peut éclairer différemment deux résultats obtenus dans nos régressions: l'effet négatif et significatif de Choc sur l'indice d'actifs productifs à la vague 1 (18 mois), et l'effet négatif et significatif du terme d'interaction sur les indices de consommation à la vague 2 (3 ans).

Ces résultats pourraient s'expliquer par un comportement d'anticipation plus marqué chez les ménages traités à mesure que le programme produit ses effets. Bien que ce mécanisme n'ait pas été mis en évidence par BANERJEE et al. (2021), BALBONI et al. (2022) ont montré, comme exposé dans la revue de littérature, que le programme de graduation peut affecter la manière dont les ménages anticipent une sortie de la pauvreté. Dans leur étude, le programme ne produit un effet positif et significatif sur la consommation qu'à partir de la quatrième année. Cela est dû au fait que les ménages, anticipant leur sortie de la pauvreté, modifient leurs choix en gardant leur consommation constante afin d'épargner d'avantage.

Ainsi, après 18 mois, le programme n'a pas encore eu le temps de produire suffisamment d'effet pour modifier les arbitrages des ménages traités. Confrontés à une dépense de santé, ceux-ci se comportent alors comme des ménages toujours prisonniers du piège de pauvreté: ils puisent dans leurs ressources productives, ce qui se traduit par une baisse significative de l'indice d'actifs productifs. À trois ans, en revanche, les ménages traités ont suffisamment bénéficié du programme pour modifier leurs habitudes: plutôt que de vendre un outil de travail, telle qu'une bête, pour financer des soins, ils préfèrent réduire leur consommation non essentielle (à l'exclusion des dépenses liées à la nutrition) et préserver de cette façon leur capacité à accumuler du capital et à sortir durablement de la pauvreté. Par conséquent, le programme pourrait rendre les ménages plus aptes à prendre

de meilleures décisions concernant des dépenses médicales, mais seulement trois ans après le début du programme

Cette évolution pourrait démontrer un impact du programme sur la friction liée à la rareté des ressources, selon laquelle la pauvreté elle-même restreint la capacité des ménages pauvres à faire des choix optimaux (GHATAK, 2015). De fait, même si le programme de graduation ne réduit pas les frictions de marché telles que l'absence d'accès au marché de l'assurance, il pourrait néanmoins rendre les ménages plus robustes face aux chocs de santé en leur permettant progressivement d'adopter des arbitrages de consommation plus favorables à une sortie durable de la pauvreté, plutôt que de recourir à la liquidation de leur capital productif. Néanmoins ces arbitrages n'arriveront que trois ans après le début du programme, le temps que celui-ci fasse effet.

Cette interprétation d'un effet de la rareté des ressources reste toutefois fragile, pour plusieurs raisons. Tout d'abord, l'indice d'inclusion financière, qui reflète le niveau d'épargne et d'emprunt des ménages, ne présente aucun effet significatif du terme d'interaction, ce qui ne conforte pas l'hypothèse d'un comportement d'épargne de précaution renforcé chez les ménages traités devant faire face à des soins médicaux. Néanmoins BANERJEE et al. (2021) ont bien montré un impact positif du programme de graduation sur l'épargne des ménages, à travers l'indice d'inclusion financière positif en vagues 2 et 3. Il pourrait donc y avoir un effet de la rareté des ressources sur l'épargne, trop faible cependant pour être significatif. Enfin, l'effet du terme d'interaction sur la consommation n'est plus significatif à la troisième vague, soit après sept ans, ce qui interroge sur la persistance de ce comportement d'anticipation dans le temps ou de son interprétation.

4 Conclusion

Ce mémoire est parti d'un constat théorique central: l'existence d'un piège de pauvreté. La pauvreté des individus ne s'explique pas par des différences fondamentales avec les plus aisés, mais par le fait qu'ils n'ont pas accès aux mêmes opportunités. Nous avons également pu voir que les frictions qui mènent à ces différences d'opportunités sont multiples et qu'elles relèvent des marchés ou de la rareté des ressources, qu'elles soient monétaires ou cognitives. Par conséquent, pour réellement faire sortir les gens de la pauvreté, il faut mettre en place un programme qui s'attaque justement à ces différentes frictions. C'est précisément l'objectif du programme de graduation, qui combine plusieurs formes d'aide, comme le transfert d'un actif productif, un soutien temporaire à la consommation, ou encore des formations. Ces aides sont apportées dans un laps de temps limité, et ne sont efficaces que si elles sont distribuées dans une proportion suffisamment élevée pour permettre au ménage de franchir le seuil critique de pauvreté. Une fois ce seuil dépassé, elles permettent de faire sortir durablement les ménages de la pauvreté.

Toutefois, l'une des limites mises en évidence dans ce mémoire est que le programme

de graduation a principalement été conçu pour sortir les ménages de la pauvreté, et non pour les empêcher d’y retomber. Ce programme tend à atténuer les frictions d’accès au capital productif et à aider les ménages à devenir indépendants économiquement, deux éléments centraux de la sortie de la pauvreté. Il ne cible en revanche pas directement les frictions liées aux raisons qui poussent les ménages à y retomber, dont les chocs de santé constituent la principale cause. Le programme n’a par exemple aucun impact sur l’accès des ménages à une assurance contre la maladie.

Ce mémoire a également permis de montrer comment un choc de santé peut doublement rapprocher un ménage du seuil critique de pauvreté. D’une part, un tel choc génère une dépense nouvelle et souvent brutale que sont les frais de santé, ce qui réduit directement le niveau de capital du ménage. D’autre part, il diminue la productivité de l’individu affecté, dont l’état de santé se détériore. Cette baisse de productivité a pour conséquence de faire augmenter le seuil critique de pauvreté lui-même: le ménage a désormais besoin d’un niveau de capital plus élevé pour ne pas basculer dans la pauvreté. Un choc de santé agit ainsi sur les deux termes de la fonction de transition à la fois, ce qui en fait un risque particulièrement redoutable pour des ménages venant tout juste de franchir le seuil critique.

La partie empirique de ce mémoire visait à tester empiriquement notre question de recherche. Bien qu’elle ne soit pas parvenue à établir clairement si le programme rend les ménages plus robustes face aux chocs de santé, elle a mis en évidence la difficulté intrinsèque de mesurer la survenue de ce type de choc. À moins de disposer de capteurs individuels mesurant l’état de santé de chaque personne, une mesure exacte reste hors de portée. Il faut donc recourir à des proxys, la difficulté résidant précisément dans le choix de proxys adéquats.

Un premier risque est que le proxy soit lui-même influencé par le traitement: les ménages bénéficiaires du programme pourraient, par exemple, développer un meilleur accès aux soins ou une meilleure capacité à identifier un problème de santé grâce à la sensibilisation offerte par le programme, ce qui affecterait leur propension à déclarer un choc indépendamment de sa survenue réelle. Ce biais n’est pas celui rencontré dans ce mémoire, comme l’a confirmé le test de vérification d’exogénéité par rapport au traitement.

Le biais identifié ici serait plutôt un biais de mesure, où nos deux proxys se sont révélés influencés par le degré de richesse ou d’accès aux infrastructures des ménages plutôt que par la seule survenue d’un problème de santé. La variable Choc, construite à partir de la déclaration d’un recours aux soins, capte en réalité davantage la propension des ménages à engager des dépenses de santé que l’occurrence même d’un événement de santé négatif, ce qui explique le signe positif et significatif de son effet observé sur plusieurs indices de bien-être dans nos régressions, en contradiction avec l’intuition économique standard. Le remplacement de cette variable par un second proxy représentant le nombre de jours de travail perdus pour cause de maladie permet de s’affranchir en partie de ce biais lié au

recours aux soins. Toutefois, il n'élimine pas pour autant toute forme de biais de mesure. En effet, la capacité même à s'absenter du travail pour se reposer dépend des ressources du travailleur. Cela s'explique par le fait que les plus pauvres ou les plus précaires sont moins en mesure de s'arrêter de travailler étant donné que ce sont ceux qui peuvent le moins se permettre une perte de revenu. Par conséquent, les deux proxys mobilisés dans ce mémoire souffrent chacun d'un biais de mesure distinct mais dont l'origine commune pourrait être niveau de bien-être et de ressources du ménage, même si cela n'a pas été confirmé par notre test de corrélation. Ce biais limite notre capacité à isoler l'effet propre du choc de santé de celui des conditions matérielles préexistantes des ménages et donc à correctement tester empiriquement la question de recherche.

Toutefois, malgré ce biais de mesure, nous avons pu révéler un possible comportement d'anticipation de la part des ménages traités, trois ans après le début du programme. De fait, afin de subvenir aux frais médicaux, et à mesure que le programme produit ses effets, les ménages seraient davantage tentés de diminuer leur consommation plutôt que de vendre un actif productif. Ce comportement s'expliquerait par l'impact positif du programme sur les arbitrages de consommation des ménages, leur permettant d'opérer des choix plus stratégiques pour leur avenir.

En définitive, ce mémoire ne permet pas de conclure que le programme de graduation rend les ménages pleinement robustes face aux chocs de santé. Il met néanmoins en évidence une faiblesse potentielle de ce type de programme: en ciblant avant tout les leviers de sortie de la pauvreté, il pourrait négliger ceux qui permettent de s'en prémunir durablement. Les ménages resteraient alors exposés à un risque de rechute, face à un choc sur la santé ou d'une autre nature. Aider à sortir de la pauvreté est une chose. En prévenir la rechute en est une autre, mais l'une n'exclut pas l'autre.

5 Bibliographie

Ce mémoire a été rédigé à l'aide de l'IA, utilisé principalement pour l'écriture du code et pour la reformulation de certains passages.

Références

- BALBONI, C., BANDIERA, O., BURGESS, R., GHATAK, M., & HEIL, A. (2022). Why do people stay poor ? *The Quarterly Journal of Economics*, 137(2), 785-844.
- BANERJEE, A., DUFLO, E., GOLDBERG, N., KARLAN, D., OSEI, R., PARIENTÉ, W., SHAPIRO, J., THUYSBAERT, B., & UDRY, C. (2015). A multifaceted program causes lasting progress for the very poor : Evidence from six countries. *Science*, 348(6236), 1260799.
- BANERJEE, A., DUFLO, E., & SHARMA, G. (2021). Long-term effects of the targeting the ultra poor program. *American Economic Review : Insights*, 3(4), 471-486.
- DUFLO, E., & BANERJEE, A. (2011). *Poor economics* (T. 619). PublicAffairs New York.
- GHATAK, M. (2015). Theories of poverty traps and anti-poverty policies. *The World Bank Economic Review*, 29(suppl_1), S77-S105.
- HIRVONEN, K., GILLIGAN, D. O., LEIGHT, J., TAMBET, H., & VILLA, V. (2023). *Do ultra-poor graduation programs build resilience against droughts ? Evidence from rural Ethiopia*. Intl Food Policy Res Inst.
- KRISHNA, A. (2007). Poverty and health : defeating poverty by going to the roots. *Development*, 50(2), 63-69.
- LYBBERT, T. J., BARRETT, C. B., DESTA, S., & LAYNE COPPOCK, D. (2004). Stochastic wealth dynamics and risk management among a poor population. *The Economic Journal*, 114(498), 750-777.
- NAWAZ, S., ZIZZAMIA, R., & IQBAL, N. (2025). The role of ultra-poor graduation programmes in building resilience to climate shocks.
- TADESSE, T., & GEBREMEDHIN ZELEKE, T. (2022). The impact of the productive safety net program (PSNP) on food security and asset accumulation of rural households' : evidence from Gedeo zone, Southern Ethiopia. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2087285.
- ZHENG, G., CARTER, M., JENSEN, N., & KROVETZ, L. (2023). *Psychosocial Constraints, Impact Heterogeneity and Spillovers in a Multifaceted Graduation Program in Kenya* (rapp. tech.). National Bureau of Economic Research.