

Choc de revenu et éducation des enfants en présence d'imperfection du marché du crédit

Le cas du Malawi ^{*}

Tidiane Kinda ^{**}

1 Introduction

L'importance grandissante accordée à l'éducation et au développement financier tient au fait qu'ils contribuent à la croissance économique des pays (Mankiw, Romer et Weil 1992). Ces facteurs de la croissance sont intimement liés. Des marchés financiers complets facilitent l'investissement dans le capital humain car dans un tel cadre, les décisions d'investissement y compris celles dans le capital humain sont déterminées uniquement par leur rentabilité. En revanche, lorsque les marchés financiers sont incomplets ou imparfaits, les décisions d'investissement ne sont plus uniquement déterminées par leur rentabilité; l'investissement dans l'éducation par exemple dépendra des ressources familiales (Becker et Tomes 1986). Ces imperfections de marchés financiers sont des phénomènes assez répandus dans les pays en développement qui sont également caractérisés par des revenus faibles et assez imprévisibles. Cette imprévisibilité du revenu est surtout prononcée chez les populations rurales-agricoles représentant souvent la majorité de la population et faisant face à de nombreux chocs (aléas climatiques, chômage, décès, maladies. . .) affectant de manière considérable leur revenu.

L'interrogation première que suscite un tel environnement est de savoir dans quelles mesures ces chocs affectent les comportements individuels. Quelles sont les différentes stratégies développées par les populations victimes de ces chocs afin de maintenir leur niveau de consommation et l'efficacité éventuelle de ces stratégies ? Ces stratégies sont de deux ordres : les stratégies de prévention contre le risque et les stratégies de gestion du risque. Nous nous intéresserons particulièrement aux stratégies de gestion

^{*} Une version préliminaire de cet article a reçu la mention du Prix Jean-Claude Eicher d'Economie de l'Education. L'auteur remercie Leandre Bassolé, Todd Benson, Anne-Sophie Kaïs, Rachid Laajaj, Luc Désiré Omgba ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires et critiques.

^{**} CERDI-CNRS, Université d'Auvergne, Clermont-Ferrand, France ; International Monetary Fund, Washington, DC, USA.

du risque des ménages parmi lesquelles figure le retrait des enfants du système éducatif afin de disposer d'une force de travail susceptible de rapporter des revenus supplémentaires. En effet, les ménages pauvres, particulièrement les agriculteurs, ne peuvent généralement pas emprunter de sorte qu'une chute de revenu entraîne fort probablement une utilité marginale élevée pour la consommation courante. Cela aura pour conséquence un coût d'opportunité de l'éducation des enfants assez élevé en terme de perte d'utilité marginale ; les ménages pauvres pourraient donc choisir de retirer leurs enfants de l'école afin de les faire travailler à l'intérieur ou à l'extérieur du ménage dans le but de lisser leur consommation.

Il existe peu de travaux empiriques exceptés ceux de Jacoby et Skoufias (1997) et Jensen (2000) traitant de manière approfondie du lien entre les imperfections des marchés financiers et l'investissement dans l'éducation dans les pays en développement. L'objectif de cette étude est d'analyser pour la première fois l'effet de chocs de revenu et de l'allocation des ressources sur l'éducation des enfants au Malawi.

La suite de l'étude est structurée en deux grandes parties : une partie théorique qui s'attachera à faire une revue de la littérature avant de développer un modèle théorique d'investissement dans l'éducation en présence d'incertitude. La seconde partie de l'étude sera consacrée à l'analyse empirique dans laquelle les données d'enquêtes seront présentées ainsi que les estimations des différents modèles. Après vérification de la validité des résultats, la dernière partie conclura.

2 Chocs et éducation des enfants

L'éducation des enfants est généralement traitée de manière étroite et rivale avec le travail de ces derniers. Toutefois, Chenichovsky (1985), à partir d'une étude empirique au Botswana, a contesté la justification selon laquelle le besoin de retenir les filles pour les travaux domestiques est la raison de leur retrait de l'école. Des arguments de ce même ordre sont également mis en exergue par des travaux plus récents qui affirment qu'un grand nombre d'enfants ne sont ni scolarisés ni impliqués dans des activités productives (Fuller et al. 1995; de Janvry et al. 2006). Ainsi donc, le lien direct et rival entre le travail et la scolarisation des enfants dans les pays en développement qui est systématiquement évoqué est souvent non vérifié. Dans un tel contexte et étant donné l'objectif de cette étude, il convient de souligner que nous nous intéresserons essentiellement à l'éducation des enfants.

Un certain nombre d'études ont eu à analyser l'effet des chocs sur l'éducation alors que d'autres se sont attachées à analyser cette relation mais en interaction avec d'autres aspects tels que les défaillances des marchés du crédit et l'allocation intra-ménage des ressources. Notre objectif étant la

seconde, la revue de la littérature empirique qui suivra s'étendra d'un rappel des études de la relation *choc - éducation* à la relation plus complexe *choc - éducation - marché du crédit - allocation des ressources*.

Un premier groupe d'études mettent uniquement en exergue le lien entre les chocs de revenu et l'éducation des enfants. Parker et Skoufias (2000) montrent ainsi que dans les zones rurales mexicaines, les chocs idiosyncrasiques tels que le chômage ou le divorce n'ont pas d'effet sur la scolarisation des garçons mais réduisent la scolarisation et le succès des filles en ayant des effets à long terme sur leur capital humain. Une conclusion similaire est trouvée par Duryea et al. (2007) au Brésil. D'après leur analyse, un choc de revenu représenté par le chômage du chef de ménage réduit la progression scolaire des enfants, particulièrement pour les filles âgées de plus de 16 ans. De Janvry et al. (2006) à partir de données issues de l'expérience de Progres¹ au Mexique, montrent que des chocs idiosyncrasiques (chômage ou maladie du chef de famille) et covariants (désastres naturels) poussent les parents à adopter des stratégies de gestion de risque en retirant leurs enfants de l'école pour le marché du travail.

Les contraintes de crédit sont également une source importante d'inefficacité de l'investissement dans le capital humain. Des marchés du crédit et de l'assurance développés permettraient d'atténuer l'effet négatif des chocs de revenu sur l'éducation des enfants. Guarcello et al. (2003) montrent ainsi dans une étude sur le Guatemala que l'accès au crédit et à l'assurance médicale des parents fournit une assurance qui protège les enfants d'un retrait de l'école en cas de choc négatif de revenu. Ils soulignent en outre un effet d'hystérésis dans la scolarisation des enfants. Jensen (2000) et Beegle et al. (2003) montrent respectivement en Côte d'Ivoire et en Tanzanie que les chocs agricoles réduisent le niveau d'éducation des enfants et augmentent leur travail. Dans le cas de la Tanzanie, Beegle et al. (2003) trouvent que l'accès au crédit des parents permet le maintien des enfants dans le système scolaire en protégeant ceux-ci contre les chocs qui affectent leur famille. Jacoby et Skoufias (1997) montrent que les chocs de revenu entraînent une baisse temporaire de la scolarisation des enfants sans pour autant conduire à une perte significative du capital humain en moyenne dans les zones rurales indiennes. Ils concluent à une imperfection du marché du crédit lorsque la scolarisation des enfants varie à des chocs anticipés de revenu et à une imperfection du marché de l'assurance lorsque des chocs non anticipés de revenu affectent la scolarisation des enfants.

Le phénomène de dilution de ressources se caractérisant par une relation négative entre le nombre d'enfants dans un ménage et leur scolarisation est aussi souvent mis en exergue dans les études portant sur les chocs de revenus et la scolarisation des enfants. Sawada (2003) montre que la pau-

¹ Progres^a est un programme de transfert de fonds conditionnel à une scolarisation et un suivi de santé régulier des enfants.

vreté transitoire caractérisée par une chute du revenu transitoire est un obstacle à l'investissement dans l'éducation qui est plus prononcé chez les filles au Pakistan. Selon l'auteur, il y a un arbitrage pour l'allocation des ressources entre les différents enfants d'un ménage : le fait pour un enfant d'avoir des frères et sœurs qui ne vont pas à l'école augmente la probabilité de scolarisation de ce dernier. Un certain nombre d'études remet en cause ce phénomène de dilution de ressources. C'est le cas de Chernichovsky (1985) qui, avec une étude au Botswana, trouve une relation positive entre le nombre d'enfants dans un ménage et leur éducation. Selon lui, ce résultat se justifie par la faible demande de main d'œuvre adressée à chaque enfant du ménage étant donné le grand nombre d'enfants disponible, ce qui réduira le coût d'opportunité de l'éducation d'un enfant. Sawada et Lokshin (2001) montrent dans le cas du Pakistan que les chocs de revenu affectent la scolarité des enfants. Ils trouvent également que le nombre de grandes sœurs et de grands frères augmente respectivement l'éducation primaire et secondaire des plus jeunes.

Un consensus assez clair semble donc émerger sur l'effet négatif des chocs de revenus sur l'éducation des enfants et l'importance des marchés de crédits et d'assurance dans l'atténuation des effets de ces chocs. La littérature empirique demeure cependant partagée sur l'importance des effets d'arbitrage dans l'allocation des ressources pour l'éducation entre les différents enfants d'un ménage. Cet article a pour objectif de contribuer particulièrement à ce dernier point en analysant la scolarisation des enfants en relation avec leur nombre de frères et sœurs ainsi que la scolarisation de ces derniers.

3 Le modèle théorique d'investissement dans l'éducation dans un environnement risqué

3.1 Le modèle de base

Le modèle développé ici et qui sera le point de départ dans la stratégie d'estimation est celui de Sawada (2003) que nous appliquons au cas du Malawi. Il s'agit d'une version du modèle de Levhari et Weiss (1974) et du modèle d'investissement dans l'éducation en situation risquée de Jacoby et Skoufias (1997). Cette version introduit l'existence de plusieurs enfants au sein d'un ménage afin de tenir compte des arbitrages entre les enfants d'un ménage lors de l'allocation des ressources pour leur éducation.

Considérons une génération de ménage de M enfants durant T périodes. Les décisions de consommation et de scolarisation sont considérées comme étant prises par les parents en maximisant l'utilité agrégée et espérée du cycle de vie du ménage. Ces décisions de consommation et d'investissement dans

l'éducation sont essentiellement influencées au Malawi par le revenu, le risque, et les imperfections de marché. Dans un tel cadre, le problème d'accumulation du capital humain au Malawi peut s'écrire comme une décision d'investissement dans l'éducation en environnement risqué et en présence de contraintes de crédit et peut être représenté comme suit:

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

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

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

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

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

Avec $U(\bullet)$ une fonction d'utilité concave, β un facteur d'escompte et E_t l'opérateur d'espérance. La valeur des biens légués A_{T+1} et la valeur résiduelle du stock final de capital humain de tous les enfants H_{T+1} sont données également à partir d'une fonction concave $W(\bullet)$. L'équation (1)² du modèle illustre le fait qu'un ménage avec un nombre M d'enfants décide de sa consommation C et du temps de scolarisation S_i de chaque enfant i , de manière à maximiser son utilité espérée agrégée $U(\bullet)$.

La contrainte budgétaire intertemporelle du ménage est donnée par l'équation (2) avec r représentant le taux d'intérêt de l'épargne. Cette contrainte indique que les ressources futures d'un ménage sont composées à chaque période, de la valeur des biens du ménage A_t , du revenu des parents et du revenu issue du travail des enfants $Y_{Cit}(1 - S_{it})$ avec S_{it} le temps passé à l'école pour l'enfant i au temps t dont le total est normalisé à un³. Le revenu des parents a une composante permanente YP qui dépend de leur niveau d'éducation HP et une composante transitoire Y^T .

Lorsque le ménage prend une décision sur la consommation et la scolarisation en t , le revenu transitoire en $t+1$ n'est pas déterminé et est supposé stochastique. Le comportement d'un ménage qui minimise la variation

² Nous ignorons ici le loisir des enfants et des autres membres du ménage car ils constituent des complications non nécessaires.

³ Le coût de la scolarisation des enfants est uniquement ici la perte de revenu qui en résulte car au Malawi, il y a une gratuité de l'éducation primaire et les frais de l'éducation secondaire qui ne sont pas élevés dans le public seront considérés comme négligeables dans notre étude.

du revenu transitoire YT est caractérisé de « *risk management* » qui représente les actions ex-ante du ménage dans le but de lisser sa consommation. On distingue également le « *risk coping* » qui caractérise les actions ex-post du ménage en réponse à une variation transitoire du revenu Y^T . Dans cette étude, les stratégies de « *risk management* » sont supposées prédéterminées. Nous nous intéresserons uniquement au « *risk coping* » c'est-à-dire aux réponses des ménages face à un choc de revenu.

L'équation (3) qui représente l'accumulation de capital humain dans le ménage est composée de la fonction de production du capital humain f d'un enfant i qui dépend de ses années de scolarisation S_{it} , des caractéristiques de l'enfant CH_{it} , de l'accessibilité et la qualité des écoles q_i et d'un indicateur de genre FEM_i qui est égal à un si l'enfant est une fille et zéro sinon. e_{it} est un aléa identiquement, indépendamment distribué et de moyenne nulle. Notons que $\partial f/\partial S > 0$ et $\partial^2 f/\partial S^2 < 0$. L'équation (4) représente la contrainte de crédit dans laquelle B est le montant maximum de crédit disponible pour le ménage. Si B est suffisamment grand alors la contrainte de crédit n'est pas saturée et la solution optimale est identique à celle de parfaite disponibilité du crédit.

Nous dériverons⁴ les solutions de notre problème de maximisation uniquement dans le cas d'imperfection du marché de crédit qui est plus fréquente dans les pays en développement notamment au Malawi.

3.2 Le cas d'imperfection du marché du crédit

Ce cas correspond à la saturation de la contrainte de crédit. La contrainte de crédit est dite saturée lorsque le ménage ne peut pas emprunter et épargner sans contrainte à un taux d'intérêt exogène et dépendant uniquement du marché. Lorsque la contrainte de crédit est saturée, le multiplicateur de Lagrange qui lui est associé devient positif. La rentabilité de l'investissement dans l'éducation d'un enfant devient un taux d'intérêt implicite endogène donné par le taux marginal de substitution. On obtient la condition suivante:

$$\left[\frac{\partial f/\partial S_{it+1}}{\partial f/S_{it}} \right] \left[\frac{Y_{Cit}}{Y_{Cit+1}} \right] = E_t \left[\frac{\beta U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right], \quad \forall i \quad (5)$$

Dans cette équation (5), la séparabilité entre les décisions de consommation et d'investissement dans l'éducation ne tient pas. La séparabilité entre les décisions de scolarisation des différents enfants du ménage ne tient

⁴ Le problème de maximisation a deux variables d'état (le capital physique A et le capital humain H). Lorsque le revenu est stochastique, les solutions analytiques à ce problème même en absence de capital humain ne peuvent pas être obtenues par simples dérivations en général (Zeldes 1989). Toutefois, nous pouvons dériver des conditions du premier ordre qui sont nécessaires pour une solution optimale.

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

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

YT_{Pt} est le revenu transitoire des parents en t et S_{jt}^* la décision de scolarisation des autres enfants $\forall j \neq i$. On observe donc une dépendance entre la scolarisation d'un enfant, le revenu transitoire, la scolarisation des autres enfants du ménage et les autres facteurs caractérisant l'enfant ou l'environnement dans lequel il évolue.

En présence de contraintes de crédit, l'éducation d'un enfant a un effet négatif sur le niveau optimal d'éducation d'un autre enfant du ménage. Cet effet d'arbitrage ou de « compétition » de ressources est plus grand lorsqu'un enfant scolarisé du ménage a un salaire potentiel plus élevé que les autres enfants. Dans ce contexte d'imperfection du marché du crédit, le coût d'opportunité de la scolarisation d'un enfant devrait être financé par le faible niveau de scolarisation d'un autre enfant du ménage. Le cadre théorique ainsi établi et discuté, il convient à présent de s'interroger sur la vérification empirique des différentes prédictions énoncées. L'équation (5') du modèle théorique servira de base pour l'estimation économétrique du choix de scolarisation des enfants.

4 Analyse Econométrique

4.1 Les données

Les données utilisées sont issues de la base de « l'International Food Policy Research Institute » (I.F.P.R.I). Il s'agit de la base « Malawi Complementary Panel Survey (CPS) 2000-2002 ». Cette base non encore exploitée est constituée de trois vagues d'enquêtes (janvier à février 2000 ; octobre à décembre 2000 et juillet à août 2001). Ces vagues correspondent aux saisons de semences, d'après semences (en cours de saison céréalière) et d'après moissons respectivement. Les données pluviométriques obtenues à partir des différentes stations météorologiques du pays, ont été appariées aux données d'enquêtes en fonction de leur proximité géographique. L'échantillon retenu porte sur les enfants (âgés de 3 à 18 ans) observés au moins deux fois soit 845 enfants de 392 ménages. Dans l'analyse de l'éducation, nous désignerons donc par enfant les individus âgés de 3 à 18 appartenant à un ménage excepté les chefs de ménages. La stratégie d'estimation sera une procédure en deux étapes: le revenu transitoire (la mesure de choc de revenu) sera tout d'abord estimé et utilisé par la suite lors de l'estimation de l'équation de scolarisation.

4.2 Définition des variables

Pour la première estimation qui est celle des déterminants du revenu, la variable dépendante est le logarithme du revenu total du ménage (*Logrevenu*) exprimé en Kwacha (monnaie du Malawi). Les variables explicatives sont de deux types et expliquent le revenu permanent et le revenu transitoire du ménage. La structure par âge de chaque ménage qui explique également l'offre interne de main d'œuvre potentielle du ménage est retenue comme variable expliquant le revenu permanent. Les variables expliquant le revenu transitoire sont obtenues à partir des variations des précipitations.

Concernant la seconde estimation qui est l'objectif principal de cette étude, les variables d'intérêts retenues afin de tester les différentes hypothèses sont la variable dépendante *ecole* (qui détermine si un enfant est scolarisé ou non), la variable de choc de revenu (*RevT*) ainsi que les variables portant sur l'allocation intra-ménage des ressources pour l'investissement dans l'éducation des enfants. Conformément au cadre théorique, un certain nombre de variables de contrôle sont prises en compte⁵.

4.3 Détermination du choc de revenu

L'estimation du choc de revenu consiste en une décomposition du revenu en revenu transitoire (*RevT*) et en revenu permanent. Conceptuellement, à un instant t , le revenu du ménage est défini comme : $Y_t \equiv Y_t^P + Y_t^T$ avec $E(YT)=0$, Y_t le revenu total du ménage, Y_t^P son revenu permanent et Y_t^T son revenu transitoire. Pour cette décomposition l'approche utilisée est celle de Paxson (1992), Kazianga et Udry (2006) qui est basée sur la régression suivante :

$$\ln(Y_{hvt}) = \lambda_h + \beta_1 X_{vht}^P + \beta_2 X_{vt}^T + \lambda_t + \varepsilon_{hvt} \quad (6)$$

Y_{hvt} est le revenu du ménage h issu du village v au temps t , λ_h un effet fixe ménage et X_{vht}^P un ensemble de variables renseignant sur la structure démographique du ménage. X_{vt}^T contient la déviation de la pluviométrie courante par rapport à sa moyenne de long terme et le carré de cette déviation⁶. λ_t est un effet fixe temporel et ε_{hvt} le terme d'erreur. Du fait de la forte dépendance de l'économie à l'activité agricole au Malawi (55% du PIB et 90% de la main d'œuvre) et de la faible proportion de périmètres irrigués, la variation de la pluviométrie est à même de capter de manière assez précise les changements transitoires du revenu des ménages. Les variables démographiques quant à elles sont sujettes à de moindres variations et sont des déterminants du revenu permanent des ménages.

⁵ L'annexe 1 donne la liste de l'ensemble des variables utilisées dans cette étude et leur définition.

⁶ L'annexe 2 donne des statistiques descriptives des variables de détermination du choc de revenu.

Une estimation de l'équation 6 nous donne la composante permanente du revenu ($\hat{\lambda}_h + \hat{\beta}_1 X_{vht}^P$) et la composante transitoire ($\hat{\lambda}_t + \hat{\beta}_2 X_{vt}^T$). Cette composante transitoire du revenu constitue notre mesure de choc de revenu ($RevT$). L'effet fixe temporel, par le fait qu'il capte les chocs agrégés, est traité comme une composante du revenu transitoire et l'effet fixe ménage qui par définition capte des caractéristiques invariantes dans le temps des ménages, est considéré comme une partie du revenu permanent. Cette technique d'estimation du choc de revenu pourrait ignorer d'autres types de chocs idiosyncratiques affectant les ménages tels que les maladies, les vols, etc. Cette estimation de choc de revenu constitue donc un « minimum » des chocs de revenu pouvant affecter les ménages de notre échantillon. Dans la suite de cette étude, nous considérerons la composante transitoire du revenu comme mesure de choc de revenu et ferons abstraction du revenu permanent car la période sur laquelle les données d'enquêtes sont observées n'est pas assez longue et ne permet donc pas une estimation consistante du revenu permanent.

Les résultats (tableau 1) montrent que la variation pluviométrique (*deviation*) a un effet positif et significatif sur le revenu des ménages. Cet effet direct de la pluviométrie sur le revenu n'a pas la concavité espérée (*deviation2* n'est pas négatif et significatif). Cela est dû au fait que pendant la période d'enquête, la pluviométrie est à un niveau assez moyen et il n'y a pas de pluies trop abondantes (inondations) que le terme au carré est censé capter. En excluant la variable de déviation pluviométrique par rapport à sa moyenne de long terme au carré (*deviation2*), on observe que la pluviométrie a un effet direct positif plus grand et plus significatif sur le revenu des ménages. Par soucis de rigueur et de cohérence théorique, nous retiendrons la variable de déviation pluviométrique et son carré pour la détermination du choc de revenu ⁷.

4.4 Estimation du modèle de scolarisation

La distribution que l'on impose lors d'une estimation doit correspondre à la loi qui a engendré les observations. Bien qu'il soit assez difficile de s'assurer de cela, une incohérence entre la loi de distribution et la loi de la fonction retenue pour les estimer engendrerait des estimateurs moins efficaces et des estimations non convergentes. Les méthodes utilisées dans cette étude (méthodes paramétriques) imposent soit une distribution normale soit une distribution logistique. D'autres méthodes d'estimations ont pour particularité de faire abstraction de toute hypothèse sur la loi de distribution: il s'agit des méthodes d'estimations non paramétriques.

⁷ L'indice agrégé de choc de revenu est généré à partir d'une analyse en composante principale.

Variables explicatives	Variable dépendante : Logarithme du revenu total du ménage	
	(1)	(2)
Deviation	0.118 (1.98)**	0.128 (2.81)***
Deviation2	0.002 (0.27)	
Homme18	0.097 (1.13)	0.097 (1.14)
Femme18	-0.208 (2.50)**	-0.210 (2.53)**
Homme1018	0.038 (0.31)	0.039 (0.32)
Femme1018	0.058 (0.78)	0.057 (0.78)
Enfant10	-0.133 (1.96)*	-0.134 (1.98)**
Chefage	0.039 (0.73)	0.040 (0.74)
Chefage2	-0.000 (0.41)	-0.000 (0.41)
Observations	845	845
Ménages	392	392
R ²	0.71	0.71

Robustes t-statistiques entre parenthèses

significatif à 10%; ** significatif à 5%; ***significatif à 1%

L'ensemble de ces régressions incluent des effets fixes ménages et des muettes temporelles (round)

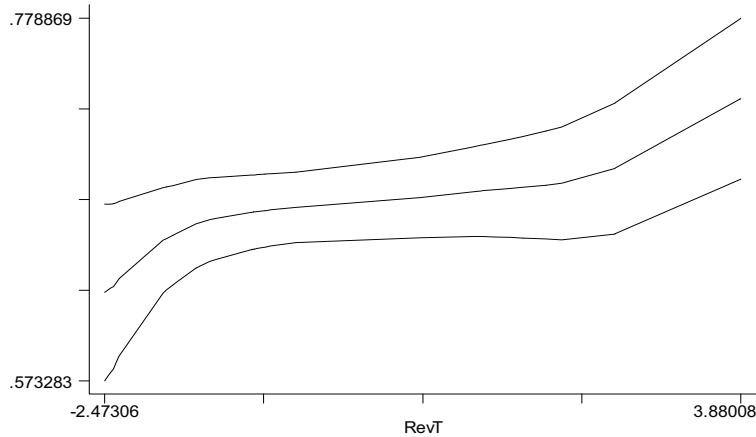
Tableau 1 : *Estimation du choc de revenu*

4.4.1 Approche non-paramétrique

Comme méthode d'estimation non paramétrique, le *Kernel Epanechnikov* qui est reconnu comme le meilleur Kernel est retenu avec une largeur de bande de 0.8⁸.

⁸ $\hat{g}_H(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_H(x_i - x)$ avec $K_H(x) = \det(H^{-1}) \bullet K(H^{-1}x)$ est la forme générale de l'estimateur de

densité de Kernel. H la largeur de la bande passante. Selon que H soit plus élevé ou plus faible, la courbe de la fonction densité sera plus lisse ou plus irrégulière. Notons également que le Kernel Epanechnikov se caractérise par un noyau parabolique de la forme $k(u) = 3/4(1-u^2)$. Les résultats sont robustes à différentes largeurs de bande. Les lignes supérieures et inférieures du graphique représentent respectivement le minimum et le maximum de l'intervalle de confiance et encadre le coefficient estimé.

Figure 1 : Estimation non paramétrique du choc de revenu et de la scolarisation

Les résultats de l'approche non paramétrique montrent qu'un choc positif de revenu est associé à une plus grande scolarisation des enfants: la prédiction théorique d'imperfection du marché du crédit au Malawi est donc confirmée.

Les résultats illustrent également un effet négatif du nombre de grands frères et de grandes sœurs sur la scolarisation des enfants (effet de dilution de ressources). Cependant, la proportion de grand(e)s frères (sœurs) et de petit(e)s frères (sœurs) scolarisé(e)s malgré l'apparition de certains effets de seuil a un effet positif sur la scolarisation des enfants (annexe 4). Avant toute interprétation de ces principaux résultats, il convient de vérifier leurs robustesses après avoir contrôlé pour un certain nombre de variables expliquant la scolarisation des enfants dans un cadre d'estimations paramétriques.

4.4.2 Approche paramétrique

Cette approche est basée sur la construction d'un modèle binaire de scolarisation en contrôlant pour un certain nombre de variables.

$$S_{ihvt} = \beta_1 Y_{hvt}^T + \beta_2 alloc_{ihvt} + \beta_3 demo_{ihvt} + \beta_4 deci_{hvt} + \beta_5 \alpha_h + \beta_6 \alpha_t + \varepsilon_{ihvt} \quad (7)$$

S_{ihvt} est la variable de scolarisation prenant la valeur un si l'enfant i est scolarisé et zero sinon. Y_{hvt}^T est le revenu transitoire du ménage auquel un enfant appartient. La matrice $alloc$ regroupe un ensemble de variables qui décrivent l'allocation intra-ménage des ressources pour l'éducation. Il s'agit du nombre de grand(e)s frères (sœurs) allant à l'école ou pas pour un enfant et du nombre de petit(e)s frères (sœurs) allant à l'école ou pas pour un enfant. $demo$ est également une matrice des caractéristiques démographiques du ménage (âge et sexe des enfants, lien parental avec le chef du ménage). $deci$ est une muette renseignant sur le fait que ce soit le chef de

ménage qui prenne les décisions concernant la scolarisation des enfants ou non. α_h et α_t représentent respectivement les effets fixes ménages et temporels. Les effets spécifiques ménages et les muettes temporelles sont censés contenir l'accessibilité des écoles, les conditions macroéconomiques du marché de travail au Malawi et les caractéristiques spécifiques du ménage auquel chaque enfant appartient. Ils captent également la limite supérieure de crédit auquel un ménage peut prétendre (B) et le taux d'intérêt (r) qui lui est appliqué.

Les variables d'allocation intra-ménage des ressources pour l'éducation seront synthétisées en quatre variables qui expriment la proportion de grands frères, de petits frères, de grandes sœurs ou de petites sœurs scolarisés définis comme suit : Proportion des grands frères scolarisés (Rgrdfre) = (Nombre de grands frères scolarisés – Nombre de grands frères non scolarisés) / Nombre total de grands frères + 1. Les ratios sont définis similairement pour les grandes sœurs, les petits frères et les petites sœurs⁹.

4.4.3 L'analyse du problème d'endogénéité

Un problème essentiel dans cette étude est l'endogénéité possible des variables d'allocation intra-ménage des ressources pour l'éducation. En cas de choc de revenu affectant un ménage, il est fort probable que la scolarisation d'un enfant de ce ménage affecte celle des autres enfants étant donné que les décisions de scolarisation sont prises simultanément. Nous définissons à cet effet de nouveaux instruments: le taux de scolarisation moyen par district¹⁰ des aînés de sexe masculin de chaque ménage (*ainegard*), le taux de scolarisation moyen par district des aînés de sexe féminin de chaque ménage (*ainefild*), le taux de scolarisation moyen par district des cadets de sexe masculin de chaque ménage (*cadegard*) et le taux de scolarisation moyen par district des cadets de sexe féminin de chaque ménage (*cadefild*). Ces variables sont fortement corrélées avec la proportion de grands frères, de grandes sœurs, de petits frères et de petites sœurs scolarisés respectivement sans pour autant expliquer directement la scolarisation d'un enfant. Elles sont censées capter les caractéristiques propres à chaque district et qui influencent la scolarisation de différentes catégories d'enfants selon le sexe et l'âge. Il peut s'agir par exemple de l'ouverture au monde occidental qui diffère généralement selon les régions et affecte différemment l'éducation des enfants et surtout celle des filles. Aussi, certains événements n'ayant pas affecté les plus âgés d'un ménage comme par exemple une politique de vulgarisation de l'éducation dans le district peut expliquer un taux de scolarisation des plus jeunes relativement plus élevé.

⁹ L'annexe 3 donne des statistiques descriptives des principales variables du modèle empirique de scolarisation.

¹⁰ Le Malawi se subdivise en trois régions administratives (la province du Nord, la province du Centre et la province du Sud) et en 27 districts.

Deux méthodes sont applicables pour détecter des problèmes d'endogénéité avec des variables dépendantes qualitatives (Wooldridge 2002, ch. 2) : le test classique de Nakamura-Nakamura et le test de Rivers et Vuong. Ces deux tests indiquent une exogénéité des variables d'allocation intra-ménage des ressources au seuil de un p. 100. La validité de ces tests repose sur la bonne qualité des instruments (annexe 5).

4.4.4 Interprétation des résultats

Le tableau 2 résume les résultats de l'estimation paramétrique de l'équation de scolarisation ¹¹.

Variables explicatives	Variable dépendante : Scolarisation des enfants		
	Coefficients	Odds Ratio	z-statistiques
RevT	0.253	1.287	(2.28)**
Rgrdfre	2.101	8.177	(4.57)***
Rgrdsoe	0.288	1.333	(0.71)
Rpetfre	0.122	1.129	(0.26)
Rpetsoe	0.825	2.282	(2.03)**
Femme	-0.249	0.779	(1.07)
Petitenf	1.125	3.078	(2.13)**
Enfchefmen	0.727	2.068	(1.72)*
Observations	1770		
R ² de Mc Fadden	0.539		

z-statistiques robustes entre parenthèses

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; ***significatif à 1%

L'ensemble de ces régressions incluent des effets fixes ménages, des muettes temporelles (round), des muettes par âge ainsi qu'une muette renseignant sur la décision de scolarisation prise ou non par le chef de ménage.

Tableau 2 : Estimation de l'équation de scolarisation des enfants en logit avec effets fixes

Le revenu transitoire (*RevT*) a un effet positif et significatif sur l'éducation des enfants. La scolarisation des enfants est donc affectée par les chocs de

¹¹ Une multicolinéarité des variables d'allocation intra-ménage des ressources est possible. L'approche du facteur d'inflation de la variance (VIF) montre que l'ensemble des variables explicatives ont une valeur du VIF largement inférieure à 10 indiquant une absence de problème de multicolinéarité.

Il est à noter également qu'au seuil de 0.5, le modèle prédit à 87.51 p. 100 les vraies valeurs de la variable dépendante.

La procédure d'estimation étant en deux étapes, une réestimation des écarts types par le bootstrap conduit aux mêmes résultats en termes de significativité.

revenu, ce qui confirme l'hypothèse théorique d'imperfection du marché du crédit.

Concernant l'allocation intra-ménage des ressources pour l'éducation, une plus grande proportion de grands frères scolarisés (*Rgrdfre*) affecte positivement et significativement la probabilité d'un enfant d'aller à l'école. Une proportion plus grande de petites sœurs scolarisées dans un ménage (*Rpetsoe*) a un effet positif sur la probabilité de scolarisation des enfants de ce ménage. Notre hypothèse théorique qui prévoyait un effet négatif de la scolarisation d'un enfant sur la probabilité de scolarisation des autres enfants n'est pas confirmée par les résultats empiriques. L'effet de dilution de ressources n'est donc pas démontré mais notre étude est plutôt en faveur d'un « effet d'incitation » non encore démontré dans la littérature. Les enfants appartenant à des ménages avec une grande proportion de grands frères scolarisés ont huit fois plus de chance d'aller à l'école par rapport aux autres enfants.

L'effet d'incitation que nous trouvons peut s'expliquer par l'existence d'une économie d'échelle dans la scolarisation des enfants. Le coût de la scolarisation d'un enfant additionnel du ménage peut être plus faible, avec par exemple, une réduction des coûts des manuels scolaires qui peuvent être partagés par différents enfants du ménage. Une scolarisation des aînés peut également motiver les plus jeunes à aller à l'école en facilitant leur apprentissage (avec l'aide de leurs grands frères) ou par un effet de mode ou d'entraînement. Aussi, si un grand nombre d'enfants (surtout les plus âgés) est scolarisé, l'éducation des autres enfants peut être perçue comme un devoir moral pour les parents afin de donner les mêmes chances de réussite à tous les enfants du ménage. L'effet positif et significatif de la proportion de petites sœurs scolarisées (*Rpetsoe*) sur la scolarisation des autres enfants s'inscrit dans ce cadre.

L'annexe 6 donne les résultats en considérant comme variables d'allocation intra-ménage des ressources le nombre de grands (petits) frères et de grandes (petites) sœurs d'un enfant. L'utilisation de ces variables qui excluent le statut de scolarisation montre qu'un plus grand nombre de grands frères (*Grdfre*), de grandes sœurs (*Grdsoe*) et de petites sœurs (*Petsoe*) d'un enfant a un effet négatif sur la probabilité de celui-ci d'être scolarisé. Le phénomène de dilution de ressources est donc vérifié pour l'ensemble des frères et sœurs (scolarisés et non scolarisés) mais cet effet négatif laisse place à un effet positif d'incitation lorsqu'on considère la scolarisation des frères et sœurs. La justification d'un tel phénomène peut provenir des coûts de l'éducation qui ne se limitent pas uniquement au coût d'opportunité de l'éducation mais couvre également des coûts additionnels (alimentation adéquate, habillement) nécessaire à un bon apprentissage. Un grand nombre d'enfants dans un ménage pourrait augmenter ces coûts et réduire la probabilité de scolarisation des enfants de ce ménage. En présence de frè-

res et sœurs scolarisés, les incitations, les effets d'entraînements et l'obligation morale des parents dominant l'effet de dilution de ressources.

Les résultats montrent également que les enfants du chef du ménage et les petits enfants ont plus de chance d'être scolarisés alors que le fait pour un enfant d'être une fille réduit ses chances d'être scolarisé.

5 Conclusion

Cette étude montre que les chocs de revenu affectent la probabilité des enfants d'être scolarisé conformément aux résultats de Jacoby et Skoufias (1997), confirmant ainsi l'hypothèse théorique d'imperfection du marché du crédit au Malawi. Un programme à long terme du gouvernement malawien «*National Long Term Perspective Study Vision 2020*» vise à identifier les principaux défis de l'éducation au Malawi afin d'y apporter des solutions. Le gouvernement a pris la première mesure dans cette direction en déclarant l'éducation primaire gratuite pour tous les malawiens en 1994. Des efforts sont également consentis pour l'éducation secondaire dont les coûts directs sont très faibles. L'effet négatif des chocs de revenus sur la scolarisation des enfants ne seraient donc pas dus aux coûts directs de l'éducation. Cette relation pourrait s'expliquer par les coûts indirects de l'éducation (coûts d'opportunités) qui représentent par exemple le revenu potentiel issu du travail des enfants. L'existence de données sur le travail des enfants aurait permis de tester cette hypothèse.

La seconde hypothèse théorique testée empiriquement est l'effet de l'allocation intra-ménage des ressources pour l'éducation. A cet effet, nous définissons de nouveaux instruments permettant d'infirmier l'endogénéité potentielle des variables caractérisant l'allocation intra-ménage des ressources. L'effet de dilution de ressources est vérifié si on considère uniquement le nombre de grands frères ou de grandes sœurs d'un enfant sans faire état de leur scolarisation. En d'autres termes, un enfant ayant un nombre de grands frères ou un nombre de grandes sœurs élevé a une probabilité plus faible d'être scolarisé. Toutefois, les résultats ne confirment pas cet effet de dilution de ressources lorsque la scolarisation des frères et sœurs d'un enfant est prise en compte mais nous permettent d'avancer un «*effet d'incitation*» non encore démontré par la littérature. Des enfants scolarisés dans un ménage augmentent la probabilité des autres enfants du ménage d'être scolarisés. Cet effet d'incitation pourrait s'expliquer par des économies d'échelles dans la scolarisation des enfants, des effets d'apprentissage des plus jeunes enfants et un souci d'équité des parents envers tous les enfants du ménage.

Le gouvernement malawien a entrepris depuis 1994 une politique éducative active avec pour but d'atteindre une scolarisation primaire univer-

selle et une scolarisation secondaire de plus de la moitié de la population en âge pour 2015. L'engagement de taille du gouvernement dans le secteur de l'éducation se perçoit par l'augmentation régulière de la part des ressources allouées à l'éducation dans les dépenses publiques. Cette allocation est l'une des plus élevées en Afrique subsaharienne et les dépenses d'éducation représentent 5% du PIB au Malawi. Le défi majeur de cette politique est de pouvoir consolider les acquis des premières années en évitant un grand taux d'abandon des enfants scolarisés. A cet effet, il serait nécessaire de développer les marchés financiers (marchés de crédit ruraux surtout) afin d'éviter que la scolarisation des enfants réagisse à des chocs de revenu. Il s'agit de mettre en place des systèmes d'assurances et d'autres mécanismes tels que des transferts conditionnels dans le but de donner aux ménages des moyens de lissage de leur consommation autres que le retrait de leur enfant de l'école. Des appuis plus importants aux familles avec un grand nombre d'enfants en âge de scolarisation (prise en compte de l'effet de dilution de ressources) devraient être apportés. Ces appuis devraient toutefois intégrer les effets d'incitations qui impliquent une certaine complémentarité entre les différents niveaux d'études dans la politique d'investissement dans l'éducation.

Annexes

Annexe A : Liste et définitions des variables

Variables	Définitions
Variables de scolarisation	
Scolarisation	Variable muette=1 si un enfant est scolarisé et 0 sinon
Variables de revenu et de choc	
Logrevenu	Logarithme du revenu du ménage
RevT	Revenu transitoire
Deviation	Déviations de la pluviométrie par rapport à sa moyenne de long terme
Deviation2	Le carré de la déviation
Variables démographiques du ménage	
Homme18	Nombre d'hommes de plus de 18 ans dans le ménage
Femme18	Nombre de femmes de plus de 18 ans dans le ménage
Homme1018	Nombre d'hommes âgés entre 10 et 18 ans dans le ménage
Femme1018	Nombre de femmes âgées entre 10 et 18 ans dans le ménage
Enfant10	Nombre d'enfants de moins de 10 ans dans le ménage
Femme	Variable muette=1 si un enfant est une fille et 0 sinon
Chefage	Age du chef de ménage
Chefage2	Le carré de l'âge du chef de ménage
Petitenf	Variable muette=1 si l'individu est le petit fils/petite fille du chef de ménage
Enfchefmen	Variable muette=1 si l'individu est un enfant du chef de ménage
Variables d'allocation intra-ménage des ressources	
Grdfre	Nombre de grands frères d'un enfant au sein du ménage
Grdsoe	Nombre de grandes sœurs d'un enfant au sein du ménage
Petfre	Nombre de petits frères d'un enfant au sein du ménage
Petsoe	Nombre de petites sœurs d'un enfant au sein du ménage
Rgrdfre	(Nombre de grands frères scolarisés - Nombre de grands frères non scolarisés) / Nombre total de grands frères + 1
Rgrdsoe	(Nombre de grandes sœurs scolarisées - Nombre de grandes sœurs non scolarisées) / Nombre total de grandes sœurs + 1
Rpetfre	(Nombre de petits frères scolarisés - Nombre de petits frères non scolarisés) / Nombre total de petits frères + 1
Rpetsoe	(Nombre de petites sœurs scolarisées - Nombre de petites sœurs non scolarisées) / Nombre total de petites sœurs + 1

Annexe B : Statistiques descriptives des variables utilisées dans l'équation de revenu

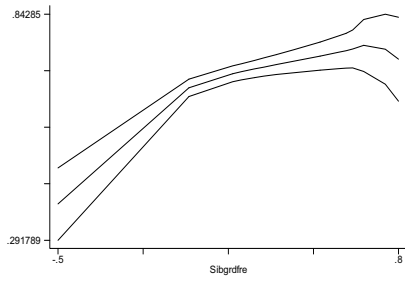
Variables	Round 1		Round 2		Round 3	
	Janvier-Février 2000	Octobre-Décembre 2000	Janvier-Février 2000	Octobre-Décembre 2000	Juillet-Août 2001	Octobre-Décembre 2001
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type
Logrevenu	4.85	1.63	4.69	1.61	5.23	1.79
Deviation	3.43	1.87	0.98	2.28	-2.69	0.84
Deviation2	15.27	15.82	6.15	6.64	7.96	5.24
Homme18	2.50	1.54	2.48	1.63	1.81	1.88
Femme18	2.52	1.40	2.5	1.52	1.57	1.92
Homme1018	1.65	2.39	1.61	2.45	1.56	2.47
Femme1018	1.46	2.06	1.43	2.12	1.40	2.06
Enfant10	4.87	3.84	4.98	3.87	5.01	3.92
Chefage	43.21	13.95	43.43	14.35	45.22	14.57
Chefage2	2061.61	1355.11	2092.33	1360.41	2256.73	1447.44
Observations (ménages)	398		378		371	

Annexe C : Statistiques descriptives des principales variables des équations de scolarisation

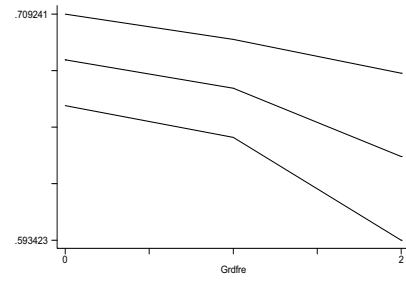
Variables	Round 1		Round 2		Round 3	
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type
Scolarisation	0.68	0.46	0.62	0.48	0.71	0.45
RevT	2.38	1.41	-1.66	0.77	-0.90	0.15
Femme	0.48	0.50	0.49	0.50	0.49	0.50
Enfchefmen	0.80	0.39	0.76	0.42	0.74	0.43
Petitenf	0.11	0.32	0.11	0.31	0.10	0.30
Rgrdfre	0.12	0.26	0.09	0.27	0.10	0.22
Rgrdsoe	0.12	0.31	0.09	0.30	0.12	0.26
Rpetfre	-0.04	0.27	-0.03	0.26	-0.03	0.24
Rpetsoe	-0.02	0.31	-0.03	0.31	-0.01	0.28
Observations (enfants)	790		790		790	

Annexe D : Estimations non paramétriques

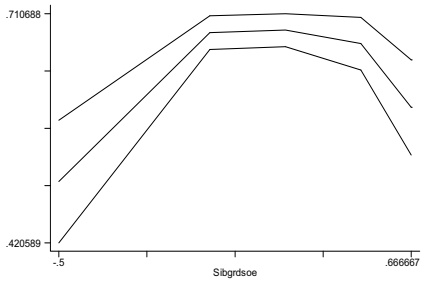
Proportion de grands frères scolarisés et scolarisation des enfants



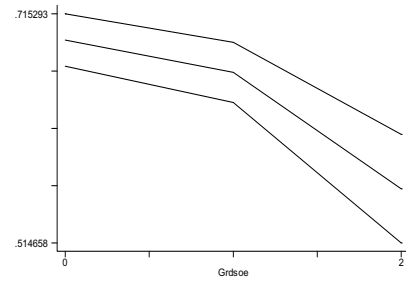
Nombre de grands frères et scolarisation des enfants



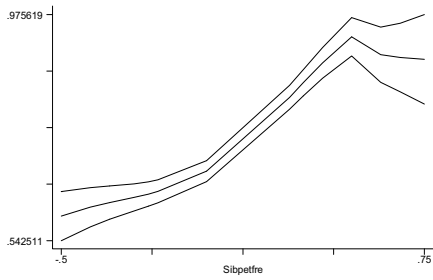
Proportion de grandes sœurs scolarisées et scolarisation des enfants



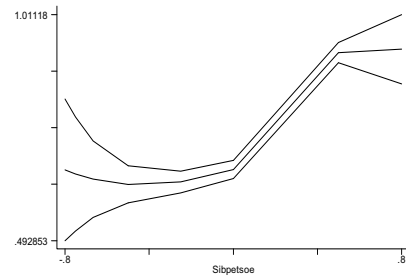
Nombre de grandes sœurs et scolarisation des enfants



Proportion de petits frères scolarisés et scolarisation des enfants



Proportion de petites sœurs scolarisées et scolarisation des enfants



Les valeurs en ordonnées représentent toujours la scolarisation des enfants.

Annexe E : Test de validité des instruments (Equation de 1^{ère} étape)

	Variables endogènes			
	<i>Rgrdfre</i>	<i>Rgrdsoe</i>	<i>Rpetfre</i>	<i>Rpetsoe</i>
Instruments exclus				
Ainegard	0.107 (2.70)***	0.054 (1.04)	-0.012 (0.31)	0.021 (0.44)
Ainefiled	0.075 (0.99)	0.170 (1.77)*	0.030 (0.44)	-0.146 (1.59)
Cadetgard	-0.010 (0.30)	0.016 (0.40)	0.077 (2.31)**	0.029 (0.72)
Cadettefiled	-0.016 (0.28)	-0.011 (0.15)	-0.037 (0.61)	0.092 (1.37)
Filled	0.082 (0.62)	0.039 (0.25)	-0.067 (0.52)	0.277 (1.94)*
<i>R² partiel</i>	<i>0.012</i>	<i>0.010</i>	<i>0.006</i>	<i>0.014</i>
<i>F-test partiel</i>	<i>4.92</i>	<i>4.18</i>	<i>2.48</i>	<i>5.53</i>
<i>p-value associée</i>	<i>0.0002</i>	<i>0.0009</i>	<i>0.0301</i>	<i>0.0000</i>
Test de Hansen	Chi2 (1) = 0.155		p-value = 0.69	

Robustes t-statistiques entre parenthèses

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

Filled, le taux de scolarisation moyen des filles dans chaque district est défini comme cinquième instrument afin d'appliquer les tests de suridentification. Ce cinquième instrument répond à la même logique que les quatre autres instruments (voir section D.3).

Annexe F : Scolarisation et variables exogènes d'allocation intra-ménage

Variables explicatives	Variable dépendante : Scolarisation des enfants	
	(1)	(2)
RevT	0.227 (2.15)**	0.232 (2.20)**
Grdfre	-0.403 (1.75)*	-0.436 (2.17)**
Grdsoe	-0.600 (2.84)***	-0.377 (2.19)**
Petfre	0.198 (0.89)	
Petsoe	-0.454 (1.95)*	
Femme	-0.484 (1.78)*	-0.203 (0.84)
Enfchefmen	1.340 (2.62)***	1.236 (3.09)***
Petitenf	0.718 (1.38)	0.722 (1.44)
Observations	1770	1770

Robustes z-statistiques entre parenthèses

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

L'ensemble de ces régressions incluent des effets fixes ménages, des muettes temporelles (round), des muettes par âge ainsi qu'une muette renseignant sur la décision de scolarisation prise ou non par le chef de ménage.

Bibliographie

- Becker G. et N. Tomes (1986), "Human Capital and the Rise and Fall of Families", *Journal of Labor Economics*, vol. 4, n° 3, pp. s1-s39.
- Beegle K., D. Rajeev et G. Roberta (2003), "Child Labor, Income Shocks, and Access to Credit", *World Bank Policy Research Working Paper*, n°. 3075.
- Chernichovsky D (1985), "Socioeconomic and Demographic Aspects of School Enrolment and Attendance in Rural Botswana", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 33, n° 2, pp. 319-332.
- de Janvry A., F. Finan, E. Sadoulet et R. Vakis (2006), "Can Conditional Cash Transfert Serve as Safety Nets in Keeping Children at School and from Working when Exposed to Shocks?", *Journal of Development Economics*, vol. 79, n° 2, pp. 349-373.
- Duryea S., D. Lam et D. Levison (2007), "Effects of Economic Shocks on Children's Employment and Schooling in Brazil", *Journal of Development Economics*, vol. 84, n° 1, pp. 188-214.
- Fuller B., J.D. Singer et M. Kelly (1995), "Why do Daughters Leave School in Southern Africa? Family Economy and Mothers' Commitments", *Social forces*, vol. 74, n° 2, pp. 657-680.
- Guarcello L., F. Mealli et F. Rosati (2003), "Household Vulnerability and Child Labor: The Effects of Shocks, Credit Rationing, and Insurance", *Understanding Children's Work Working Paper*, n°3.
- Jacoby H. et E. Skoufias (1997), "Risk, Financial Markets, and Human Capital in a Developing Country", *Review of Economic Studies*, vol. 64, n°3, pp. 311-335.
- Jensen R. (2000), "Agricultural Volatility and Investments in Children", *American Economic Review*, vol. 90, n°2, pp. 399-404.
- Kazianga H. et C. Udry (2006), "Consumption Smoothing? Livestock, Insurance and Drought in Rural Burkina Faso", *Journal of Development Economics*, vol. 79, n° 2, pp. 413-446.
- Levhari D. et Y. Weiss (1974), "The effect of Risk on the Investment in Human Capital", *American Economic Review*, vol. 64, n°6, pp. 950-963.
- Mankiw N. G., D. Romer et D. Weil (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, n°2, pp. 407-437.
- Parish W. et R. Willis (1993), "Daughters, Education, and Family Budgets Taiwan Experiences", *The Journal of Human Resources*, vol. 28, n° 4, pp. 863-898.
- Parker S. et E. Skoufias (2000), "Parental Unemployment, Marital Status Changes and Child Human Capital: Evidence from Urban Mexico", IFPRI Mimeo.
- Paxson C. H. (1992), "Using Weather Variability to Estimate the Response of Savings to Transitory income in Thailand", *American Economic Review*, vol. 82, n°1, pp.15-33.
- Sawada Y. (2003), "Income Risks, Gender, and Human Capital Investment in a Developing Country", CIRJE Working Paper, F-198.
- Sawada Y. et M. Lokshin (2001), "Household Schooling Decisions in Rural Pakistan", *World Bank Policy Research Working Paper*, n° 2541.
- Townsend R. (1994), "Risk and Insurance in Village India", *Econometrica*, vol. 62, n°3, pp. 539-591.
- Zeldes S.P. (1989), "Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, n°2, pp.275-298.