



**HAL**  
open science

# Retard de scolarisation au Banglash : une analyse économétrique

Hayfa Grira

► **To cite this version:**

Hayfa Grira. Retard de scolarisation au Banglash : une analyse économétrique. 2007. halshs-00175049

**HAL Id: halshs-00175049**

**<https://shs.hal.science/halshs-00175049>**

Submitted on 26 Sep 2007

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

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



Distributed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License



**Retard de scolarisation au Banglash :  
une analyse économétrique**

Hayfa GRIRA

**2007.38**



CENTRE NATIONAL  
DE LA RECHERCHE  
SCIENTIFIQUE

# **RETARD DE SCOLARISATION AU BANGLASH : UNE**

## **ANALYSE ECONOMETRIQUE**

Hayfa Grira, Centre d'économie de la Sorbonne

### **Résumé**

Dans ce papier, nous nous sommes posés la question de savoir pourquoi, au Bangladesh, les enfants commencent leur scolarisation primaire tardivement malgré les prédictions de la théorie du capital humain, c'est à dire lorsque le coût d'opportunité de ces enfants devient de plus en plus élevé.

Nous explorons différentes explications et nous nous concentrons particulièrement sur l'impact net des déficiences nutritionnelles. A partir de l'enquête ménage MHSS (1996), conduite au Bangladesh (Matlab), et en perfectionnant les procédures d'estimations usuelles pour contrôler pour l'endogénéité de la détermination de la santé, la nature discrète et ordonnée de la variable de scolarisation et surtout la censure des données, nous parvenons à démontrer qu'un état de santé défavorable a tendance, toutes choses égales par ailleurs, à aggraver la durée du retard à l'entrée dans l'enseignement primaire et à réduire la durée maximale de scolarisation. Selon nos estimations, une durée moyenne de trois ans de retards représente une perte approximative de richesse de l'ordre de 23% sur toute la durée de vie de l'individu.

**Mots clés:** Bangladesh- Anthropométrie – Probit ordonné censuré- Retard de scolarisation  
Modèles de durée

### **Abstract**

This paper attempts to understand why children often delay school enrolment despite the prediction of human capital theory that schooling should begin at the earliest possible age.

We explore different explanations of delayed enrolment but focus particularly on the effect of child health on the timing of human capital investment and on ultimate attainment.

We improve on past studies in a number of ways mainly by incorporating into our analysis the endogenous nature of child health, the discrete nature of dependent variable and mainly by correcting for the problem of censoring variables.

Using the Matlab Health and Socioeconomic Survey conducted in Bangladesh (1996), our results strongly suggest that early childhood malnutrition is the cause of delayed enrolment.

Our estimation results suggest that the cost of three years average delayed enrolment is about 23% of individual life-time wealth

**Key words:** Bangladesh- Anthropometry-censored ordered probit-delayed enrolment-duration models

**JEL Classification:** I12, I21, J13, C21, C24

## Explications théoriques du phénomène de retard de scolarisation primaire

Le phénomène de retard de scolarisation primaire a fait l'objet de très peu de recherches, pourtant il représente une énigme intéressante pour les tenants de la théorie du capital humain : ne serait-il pas moins coûteux d'envoyer l'enfant à l'école le plus tôt possible ? C'est-à-dire lorsque le coût d'opportunité est le plus faible ? Pourquoi alors retarder sa scolarisation ? Or, comme on peut facilement le voir sur le graphique 1.1, présenté en annexe A, au Bangladesh, seulement 25% des enfants sont scolarisés à l'âge légal de scolarisation c'est-à-dire à 6 ans. Nous allons essayer d'en révéler les causes.

### *Le modèle de base de Glewwe et Jacoby (1995)*

Notre analyse du lien entre les retards à l'entrée et les déficiences nutritionnelles et sanitaires se base sur le modèle simple de Glewwe et Jacoby (1995) que nous allons présenter afin de mieux fonder notre analyse empirique.

Les hypothèses du modèle sont les suivantes : les parents ont des anticipations parfaites, le coût de participation à l'école est représenté par la perte de rémunération sur le marché de travail pour les heures où l'enfant est scolarisé, plus des coûts fixes de scolarisation :  $f$ . Les revenus de l'enfant avant sa scolarisation, notés  $y_0$ , sont supposés constants.

Les revenu post-scolaires,  $y(s; X)$ , sont décrits par une fonction concave et croissante du nombre d'année d'études  $s$  et dépendent également d'un ensemble de caractéristiques  $X$  qui captent la productivité de l'enseignement telles que la qualité de l'école, les caractéristiques parentales et les aptitudes de l'enfant.

Arrivés à l'âge légal de scolarisation de l'enfant (6 ans) à  $t=0^1$ , les parents doivent décider de la date effective de son entrée à l'école  $t_0$  et de la durée de sa scolarité  $s$ . En supposant que les marchés de crédits sont parfaits, les parents choisissent  $t_0$  et  $s$ , de manière à maximiser le revenu actualisé de l'enfant, noté  $I$ , qui s'écrit :

---

<sup>1</sup>  $t=0$  au sixième anniversaire de l'enfant.

$$I = \int_0^{t_0} y_0 e^{-rt} dt - \int_{t_0}^{t_0+s} f e^{-rt} dt + \int_{t_0+s}^T y(s; X) e^{-rt} dt$$

où  $r$  représente le taux d'intérêt, et  $T$  l'âge de la retraite.

La dérivée de  $I$  par rapport à  $t_0$  est donc :

$$\frac{\partial I}{\partial t_0} = e^{-rt_0} (y_0 + f) - e^{-r(t_0+s)} (f + y(s; X)) \quad (1)$$

Si la valeur actuelle nette de  $s$  années d'études est supérieure à celle qui ne correspond à un niveau d'éducation nul alors l'expression sus mentionnée (1) est négative et il n'existerait pas de solution intérieure possible pour  $t_0$ . En effet, on considère que l'éducation

est avantageuse, c'est à dire que  $I > \int_0^T y_0 e^{-rt} dt$ , ce qui implique

$$e^{-rt_0} (y_0 + f) - e^{-r(t_0+s)} (f + y(s; X)) < (y_0 - y(s; X)) e^{-rt} < 0.$$

Dans ce qui suit,  $y_0$  et  $f$  seront considérés nuls car des valeurs élevées n'aident pas à expliquer le phénomène de retard.

### Malnutrition et retard à l'entrée

Considérons maintenant  $R(t)$ , une fonction qui décrit les capacités physiques et mentales de l'enfant à la date  $t$ , mesurée dans notre cas par l'indice de taille standardisée pour l'âge.

$R(0)$ , qui représente cette capacité à l'âge minimum d'entrer à l'école, a partiellement fait l'objet d'une détermination par les parents dans un programme d'optimisation antérieur. On suppose que cette capacité croît linéairement (après l'âge de six ans) avec  $t$  :  $R(t) = R(t_0) + bt$ . Les revenus post-scolaires sont supposés dépendre maintenant de  $s$  et de  $R(t_0)$  selon une fonction concave  $y = y(s, R(t_0); X)$ .

On suppose que  $\frac{\partial y}{\partial s}$  et  $\frac{\partial y}{\partial R(t_0)} > 0$ ,  $\frac{\partial^2 y}{\partial^2 s}$  et  $\frac{\partial^2 y}{\partial^2 R(t_0)} < 0$  et  $\frac{\partial y}{\partial s \partial R(t_0)} > 0$ , ce qui implique qu'une meilleure capacité physique à l'âge minimum de scolarisation aurait pour effet d'accroître non seulement les gains conditionnellement au niveau scolaire<sup>2</sup>, mais augmente également le produit marginal de la scolarisation ( $\frac{\partial y}{\partial s \partial R(t_0)} > 0$ ).

De la même manière, les parents choisissent  $s$  et  $t_0$  afin de maximiser le revenu actualisé de l'enfant. En fixant  $f = y_0 = 0$  et  $T = \infty$ . On dérive du programme de maximisation des parents les conditions d'optimalité suivantes :

$$\frac{\partial I}{\partial t_0} = [-y(s, R(t_0); X) + \frac{by_R(s, R(t_0); X)}{r}] * e^{-r(t_0+s)} - \frac{by_R(s, R(t_0); X)}{r} e^{-rT} = 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial I}{\partial s} = [-y(s, R(t_0); X) + \frac{y_s(s, R(t_0); X)}{r}] * e^{-r(t_0+s)} - \frac{y_s(s, R(t_0); X)}{r} e^{-rT} = 0 \quad (3)$$

avec  $y_s$  et  $y_R$  les dérivées partielles par rapport à  $s$  et  $R(t_0)$ .

Le second terme entre crochets et le dernier terme de l'expression (2) représentent l'accroissement marginal de la rémunération future engendrée par le retard à l'entrée. Une solution intérieure est désormais possible et la résolution de ces deux expressions (2) et (3) permettent de déterminer la date d'inscription et la durée de scolarisation optimales, notées respectivement  $t_0^*$  et  $s^*$  :

$$t_0^* = t_0^*[T, R(0), b, r, X] \quad (4)$$

$$s^* = s^*[T, R(0), b, r, X] \quad (5)$$

Etant donné la forme supposée de la fonction  $y$ , on a  $\frac{\partial t_0^*}{\partial R(0)} < 0$  et  $\frac{\partial s^*}{\partial R(0)} > 0$ .

En d'autres termes, les enfants les plus mal nourris à l'âge de six ans (date de la prise de décision des parents) sont ceux dont les parents retarderont le plus longtemps l'inscription, et sont également ceux qui atteindront les niveaux scolaires les plus bas.

---

<sup>2</sup> Cette hypothèse est cohérente avec les résultats de Thomas et Strauss 1992 où les rémunérations de l'adulte sont positivement liées à sa capacité physique.

Les effets de la capacité physique sur l'âge de sortie de l'école  $s^* + t_0^*$ , sont quant à eux théoriquement ambigus.

## **Explications alternatives du phénomène de retard de scolarisation**

Les déficiences nutritionnelles peuvent ne pas constituer la seule explication du retard de scolarisation primaire. D'autres explications sont également plausibles. Par exemple, des fluctuations temporaires dans le revenu du ménage, dues à une baisse du prix des cultures ou à une mauvaise récolte, peuvent amener les parents à retarder l'inscription de leur enfant bien au-delà des six ans.

Si les parents ne peuvent pas emprunter pour assurer la scolarisation de leur enfant, s'ils ne possèdent pas d'épargne et qu'ils doivent en plus payer des frais fixes relatifs à son inscription, à l'achat de ses fournitures scolaires et d'une uniforme alors les contraintes de crédits représentent également des obstacles susceptibles de renforcer les retards à l'entrée à l'école. Nos données montrent que le coût moyen de scolarisation d'un enfant est à peu près de 90 takas, ce qui représente moins de 1% de la dépense de consommation moyenne du ménage. Même si ce pourcentage paraît relativement faible, il peut néanmoins s'avérer beaucoup plus important pour les ménages les plus pauvres ou encore pour ceux qui ont plus d'un enfant à scolariser. Sous l'hypothèse de contrainte de crédit, les ressources du ménage devraient être négativement corrélées avec les retards à l'entrée (étant donné le statut nutritionnel de l'enfant).

On peut également envisager une explication par l'offre. Si l'on suppose que la demande est importante par rapport au nombre d'écoles disponibles et que ces dernières pratiquent des politiques de rationnement à l'entrée, comme par exemple n'accepter que les enfants ayant au préalable réussi un test d'admission<sup>3</sup>, alors ceux qui n'ont pas réussi le test ne seront pas admis et devront se représenter l'année suivante pour une éventuelle inscription, accusant alors un an de retard et subissant à nouveau le test d'entrée. Ceux qui ne seront toujours pas admis à l'âge de sept ans auront déjà accumulé deux ans de retard et ainsi de suite. La contrainte de l'offre implique donc que les retards à l'entrée seraient en moyenne plus importants dans les communautés à contraintes plus fortes.

---

<sup>3</sup> Comme tel est le cas dans notre région d'étude. En effet, les données MHSS 1996 montrent que 7% des écoles font subir des tests d'admission aux enfants désireux de s'inscrire.

## Estimation des effets des conditions nutritionnelles et sanitaires sur le niveau d'étude final

Rappelons que l'objet de ce papier est d'étudier, d'une part, les déterminants du retard à l'entrée à l'école, et d'autre part, d'évaluer l'impact net des conditions nutritionnelles et sanitaires de l'enfant sur le niveau d'étude final atteint, en tenant compte des retards à l'entrée.

### *Méthodologie d'estimation adoptée*

La capacité physique et mentale actuelle de l'enfant, notée  $h_i$ , reflète celle constatée à l'âge minimum de scolarisation. Elle peut s'écrire sous la forme suivante :  $R(0)_i = \delta_0 + \delta_1 h_i + \varepsilon_i$  (6) où  $\varepsilon_i$  représente un terme aléatoire d'erreur de mesure. Si l'on suppose que le taux d'intérêt  $r$  est constant, en remplaçant l'équation (6) dans les expressions (4) et (5), on peut déduire le modèle empirique suivant, constitué des deux équations :

- une équation de retard

$$t^*_0 = X'_i \beta_0 + \gamma_0 h_i + \mu_{0i} \quad (7)$$

- une équation du niveau d'étude maximal :

$$s^*_0 = X'_i \beta_s + \gamma_s h_i + \mu_{si} \quad (8)$$

où  $X_i$  représente un ensemble de variables observables telles que les caractéristiques familiales et la qualité des établissements scolaires.

$\mu_{0i}$  et  $\mu_{si}$  comprennent  $\varepsilon_i$  ainsi que l'hétérogénéité non observée dans  $b$ ,  $T$  et dans la productivité d'apprentissage de l'enfant (exemple : la motivation et l'aptitude). Le coefficient  $\delta_1$  de l'équation (6) est intégré dans les coefficients  $\gamma_i$ ,  $i=0,s$ .

Pour les enfants qui ne sont pas encore scolarisés à la date de l'enquête (six ans ou plus), la variable retard est inévitablement censurée à droite. Le nombre d'année de retard est au moins égal à l'âge actuel de l'enfant moins cinq. En d'autres termes, pour cet échantillon censuré on peut écrire :  $\mu_0 > \text{âge} - 5 - X'_i \beta_0 - \gamma_0 h_i$



L'équation (7) peut donc être estimée en utilisant une régression censurée avec la variable âge-5, comme limite de censure.

L'équation (8) établit une relation entre le niveau d'étude final et ses déterminants. L'échantillon considéré comprend des enfants qui ont achevé leur scolarisation et majoritairement des enfants qui sont encore scolarisés au moment de l'enquête. Leur niveau d'étude final n'est donc pas encore atteint et nous ne le connaissons pas. Nous observons uniquement le niveau effectivement atteint au moment de l'enquête. En conséquence,  $s^*_0$  est une variable censurée à droite.

Pour les enfants qui sont encore scolarisés (observations censurées), le niveau d'étude atteint est égal à l'âge actuel moins six ans, moins le nombre d'années de retard à l'entrée. Le niveau atteint jusqu'à présent est donc au moins égal ou supérieur à  $s^*$ . Si l'enfant est encore à l'école, la condition de censure pour  $\mu_{si}$  est donc donnée par l'équation suivante :

$$\mu_{si} > \hat{age} - 6 - t_{0i}^* - X_i' \beta_s - \gamma_s h_i \quad (9)$$

ce qui est problématique puisque cette condition dépend d'une variable endogène  $t_0^*$ .

En remplaçant dans l'équation (9)  $t_0^*$  par son expression (7), on obtient :

$$\mu_{si} + \mu_{0i} > \hat{age} - six - X_i' (\beta_s + \beta_0) - (\gamma_s + \gamma_0) h_i \quad (10)$$

Pour estimer proprement les équations (8) et (10), on peut penser utiliser un modèle tobit généralisé (avec sélection), qui corrige pour le biais de censure. Cependant, la nature discrète de la variable dépendante et le manque de restrictions exclusives<sup>4</sup>, écartent l'estimation en deux étapes.

Pour obtenir des estimateurs non biaisés de  $\beta_s$  et  $\gamma_s$ , nous considérons plutôt une autre équation à estimer avec l'équation (7) où la variable dépendante serait l'âge à la sortie du système scolaire, fonction des mêmes variables explicatives que les équations (7) et (8), exprimée de la manière suivante :

$$s_i^* + t_{0i}^* = X_i' \beta + \gamma h_i + \mu_i \quad (11)$$

---

<sup>4</sup> Toutes les variables présentes dans l'équation de sélection (10) sont également présentes dans l'équation d'intérêt (8).

où  $\beta = \beta_0 + \beta_s$ ,  $\gamma = \gamma_0 + \gamma_s$  et  $\mu_i = \mu_{0i} + \mu_{si}$

La variable dépendante dans (11) est également censurée à droite pour les enfants qui n'ont pas encore achevé leur scolarisation ou qui n'ont pas encore intégré l'école. La limite de censure est également âge-5

Une fois, que l'on aura obtenu des estimations propres des coefficients  $\beta_0$  et  $\gamma_0$ , alors  $\beta_s$  et  $\gamma_s$  pourront facilement être déduits par soustraction.

Nous estimerons donc les équations (7) et (11) en utilisant le modèle probit ordonné censuré telle que suggéré par King et Lillard (1987), qui prend en considération la nature discrète de la variable dépendante et corrige surtout le biais de censure. En outre, comme le montre le graphique 1.2 de l'annexe A, on observe généralement une forte concentration d'individus autour du niveau d'éducation zéro et des pics similaires autour des niveaux un et dix, le modèle prend également en considération ces pics de probabilités. A titre de comparaison, nous estimerons ces équations en utilisant un modèle de durée. L'avantage de ce modèle est qu'il traite automatiquement le biais de censure.

## **Données utilisées et choix des variables**

Nous utilisons l'enquête ménage « The Matlab Health and Socioeconomic Survey » conduite au Bangladesh en 1996 par le Centre International de Recherche pour les Maladies Diarrhéiques (ICDDR, B). Elle fournit des informations détaillées sur 4364 ménages, regroupés en 2687 Bari ou unités sociales.

L'indice de taille standardisée pour l'âge est utilisé pour rendre compte de l'état nutritionnel de l'enfant. Cet indice étant une mesure de malnutrition chronique - donc de long terme - reflète les conséquences cumulatives d'une alimentation inadéquate sur les périodes précédentes, d'où sa pertinence.

Le modèle théorique présenté plus haut ne tient pas compte explicitement des préférences des parents en matière de scolarisation et de santé de leurs enfants. Pourtant, si des parents particulièrement motivés adoptaient un comportement discriminatoire envers leurs enfants, en leur fournissant par exemple un régime alimentaire plus nutritif et en les inscrivant également plus tôt à l'école, alors ces préférences non observées pourraient biaiser à la hausse les estimations de  $\beta_0$  et  $\beta_s$ . Si on suppose que cette motivation qui émane des parents est une

composante additive des  $\mu_{ki}$  ( $k = 0, s$ ), et que cet effet est le même pour tous les enfants au sein du même ménage, alors l'utilisation d'un modèle à effets fixes purgera ce biais.

La présence de caractéristiques spécifiques de l'enfant dans les termes d'erreurs  $\mu_{si}$  et  $\mu_{0i}$ , corrélées avec la variable taille pour âge, constitue une deuxième source de biais de simultanéité. Dans ce cas, l'impact de la capacité physique et mentale de l'enfant, à la date de scolarisation  $t_0$ , sur les retards à l'entrée à l'école ( $t_0^*$ ) et sur la durée maximale de scolarisation ( $s_0^*$ ) pourrait être surestimé. Ce sera le cas si, par exemple, les parents fournissent une meilleure alimentation aux enfants qu'ils jugent les plus doués. Nous avons donc besoin d'instruments qui soient corrélés avec la variable de la taille mais qui n'influencent pas directement les décisions de scolarisation. Nous instrumenterons donc la variable de santé en utilisant notamment le prix et la disponibilité des services de santé. Ces instruments ne seraient pas valides si les retards à l'entrée étaient causés, par exemple, par des maladies temporaires de l'enfant à l'âge de six ans (âge de scolarisation légale), puisque la probabilité de tomber malade pourrait être corrélée avec la qualité et le coût des services de santé locaux. Dans notre échantillon, la durée moyenne de la période de fragilisation de l'enfant causée par la maladie est en moyenne de 0.39 mois, soit 12 jours, et ne peut donc entraîner des retards d'années entières.<sup>5</sup>

Les caractéristiques familiales sont appréciées par le niveau d'éducation des parents. Celui-ci comprendra les trois niveaux scolaires - primaires, secondaires et post-secondaires - pour les deux parents, afin de contrôler pour l'éventuel effet non linéaire de l'éducation des parents, notamment celle de la mère. En effet, la mère étant le principal responsable de l'enfant, un certain niveau seuil d'instruction est probablement nécessaire pour influencer significativement l'éducation de l'enfant.

Les ressources du ménage sont mesurées par la dépense de consommation par tête qui représente une proxy du revenu permanent du ménage. Ce choix résulte, d'une part, du fait que le revenu est habituellement mesuré avec erreurs, et d'autre part est motivé par le souci d'éviter le biais qui résulterait du choix simultané du ménage quant aux décisions de fécondité et d'éducation. Comme les enfants qui ne sont pas encore scolarisés peuvent contribuer à

---

<sup>5</sup> La proportion d'enfants qui se sont absentés pour cause de maladie pour une durée supérieure à six mois représentent 0.44% de l'échantillon total.

l'accroissement du revenu du ménage, nous traitons la dépense de consommation comme endogène et nous l'instrumentons.

L'approche de Smith et Blundell (1986) et Rivers et Vuong (1988) est utilisée pour construire les tests d'exogénéité de la dépense de consommation et de l'indicateur de santé.

La composition du ménage peut s'avérer également prépondérante (Morduch 1996, Maitra 2001) dans le choix du moment de scolarisation de l'enfant. Le nombre d'enfants de moins de cinq ans, le nombre d'enfants âgés de 6-17 ans et le nombre de personnes âgés présents dans le ménage rendent compte de cette composition.

Les caractéristiques des écoles peuvent également être pertinentes dans le choix du moment de scolarisation de l'enfant. Ces caractéristiques incluent les frais d'inscription primaire, les conditions d'accès (une variable binaire codée 1 si l'école interdit l'accès aux enfants qui n'ont pas réussi le test d'entrée), l'expérience et la formation des enseignants, la proportion d'écoles en mauvais état et la proportion d'écoles pourvus d'électricité. Mais étant donné que ces caractéristiques peuvent refléter les propres choix des ménages (Glewwe et Jacoby 1995), nous sommes confrontés ici potentiellement à un problème de simultanéité des choix. Nous utiliserons donc, pour corriger ce biais, les valeurs moyennes sur les écoles et dans le village de résidence de l'enfant de ces différentes variables.

La description des autres variables, les moyennes et les écarts-types sont résumés dans le tableau 1.3 de l'annexe A. Les résultats de la première étape d'instrumentation sont fournis dans le tableau 1.4 de la même annexe.

## **Résultats et commentaires des estimations**

Les tableaux 2 et 3 ci-dessous présentent respectivement les résultats des estimations des équations de retard à l'entrée et de l'âge à la sortie par les modèles de durée et le modèle de probit ordonné censuré. Les tableaux 2 et 3 permettent donc de comparer les résultats de l'estimation sous différentes spécifications.

La variable dépendante de l'équation de retard pour les enfants encore scolarisés est le nombre d'années de retard, défini par l'âge au début de l'année scolaire en cours auquel on retranche le nombre d'années d'études atteint plus cinq. Cependant, si le phénomène de

redoublement est fréquent chez l'enfant, notre mesure du retard se confondrait avec le nombre d'années redoublées. L'examen de nos données montre que seulement 5% des enfants déclarent avoir répété une année dans le cycle primaire et 0.8% dans le cycle secondaire. Nous considérons donc la mesure proposée du retard à l'entrée comme une bonne approximation.<sup>6</sup>

Pour les enfants qui ne sont pas encore scolarisés,  $t_{0i}$  (jusqu'à cette date) est simplement :  $\text{âge} - 5$ . L'âge à la sortie du système scolaire est défini par le nombre d'années de retard plus le nombre d'année d'études atteint. Les résultats portent sur un échantillon de 2378 enfants (pour les modèles de durée), âgés de 6 à 15 ans pour lesquels nous avons des informations complètes.

Signalons une dernière remarque d'ordre méthodologique. La forte multicollinéarité entre les variables dépendantes (retard et âge à la sortie) et la variable âge de l'enfant nous conduit à exclure cette variable de nos régressions.

Les résultats reportés ci-dessous (tableaux 2 et 3) tiennent compte de l'endogénéité de la variable anthropométrique et de la dépense de consommation. Les résidus issus de cette première étape sont introduits dans les équations principales estimées à l'aide du probit ordonné censuré. Cette méthode (Rivers et Vuong 1988) ne peut cependant pas s'appliquer aux modèles de durée. Nous utilisons la méthode des variables instrumentales qui permet de contrôler pour le biais d'endogénéité en remplaçant les variables potentiellement endogènes par les valeurs prédites issues de la première étape d'instrumentation. L'équation de retard sera estimée selon la spécification de Weibull, celle de l'âge à la sortie, sera estimée en retenant la spécification exponentielle<sup>7</sup>.

---

<sup>6</sup> Nous avons ré-estimé le même modèle en calculant la variable retard à partir de l'âge de première inscription de l'enfant à l'école, nos résultats ne sont pas altérés, ce qui confirme que les redoublements sont en effet négligeables.

<sup>7</sup> En effet, le test de Wald fournit dans le tableau 2 ( $H_0 : \ln(p) = 0$  reporte une statistique de  $z = 53.79$ ), nous conduit à rejeter l'hypothèse nulle, c'est-à-dire l'hypothèse que la fonction de hasard ( $h_0(t)$ ) est une constante. Par conséquent la spécification exponentielle est rejetée et celle de Weibull est retenue. L'inverse prévaut pour l'équation de sortie.

Tableau 2 : Résultats des estimations par le modèle de durée

Variables	Equation de retard		Age à la sortie	
	Coefficients	z-stat	Coefficients	z-stat
Taille pour âge	1.626***	22.93	-1.265***	-3.64
Dépenses de consommation	-0.206***	-3.74	0.164	0.43
Sexe	0.1413***	6.12	-0.775***	-4.41
Education père secondaire +	0.0053	0.06	0.303	0.41
Education père post secondaire	0.448***	2.91	-15.585***	-20.94
Education mère secondaire +	0.398***	2.89	-15.71***	-39.10
Education mère post secondaire	-0.337**	-1.97	16.506***	22.42
Personnes âgées	0.0068	0.11	0.030	0.09
Enfants 6-15 ans	-0.0153	-0.61	-0.149	-1.04
Enfants moins cinq ans	0.307***	9.28	0.155	0.77
Transport	-0.092*	-1.68	-0.207	-0.64
Admission	-0.016***	-2.82	-0.087***	-10.08
Frais primaire	-0.0013	-1.10	0.013**	2.52
Fuite d'eau	-0.492***	-5.55	0.300	0.52
Electricité	0.0278	0.90	-45.426**	-2.25
Education enseignant	0.0187***	4.21	-0.107**	-2.42
Distance primaire 2 +	-0.069	-1.11	0.076	0.19
Distance primaire 3	-0.214	-0.81	-17.03***	-27.23
Constante	4.741	5.67	-54.03***	-15.47
/ln_p	0.875***	53.97		
P	2.40			
1/p	0.416			
N° Observations	2378		2378	
Pseudo log vraisemblance	-1639.21		-179.97	

\*\*\*, \*\* et \* indiquent la significativité respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%

Les écarts-types ont été corrigés de l'hétéroscédasticité en utilisant la correction de Huber-White-Sandwich.

+, les variables éducation primaire de la mère, du père et distance primaire 1 représentent les groupes de référence.

Tableau 3 : Résultats des estimations par le modèle probit ordonné

Variables	Equation de retard		Age à la sortie	
	coefficients	z-stat	Coefficients	z-stat
Taille pour âge	-0.610 ***	-18.643	0.644***	17.892
Résidu taille	0.521***	14.489	0.617***	15.743
Dépenses de consommation	0.162***	9.369	0.262***	7.679
Résidu dépenses	-0.216**	-2.223	-0.210**	-2.048
Sexe	0.107***	2.70	0.115***	2.894
Education père secondaire +	-0.336***	-4.398	0.0356	0.485
Education père post secondaire	-0.310**	-2.272	0.0151	0.136
Education mère secondaire +	-0.490***	-3.81	-0.116	-0.987
Education mère post secondaire	0.333**	2.316	0.146	1.120
Personnes âgées	-0.188***	-4.037	-0.093**	-1.971
Enfants 6-15 ans	0.1097***	5.803	0.0115	0.588
Enfants moins cinq ans	-0.136***	-5.00	-0.278***	-9.99
Transport	-0.026	-0.614	0.049	0.263
Admission	0.096***	14.40	0.020***	3.39
Frais primaire	-0.0006	-0.49	0.0008	0.37
Fuite d'eau	0.112	1.548	-0.097	-1.305
Electricité	-0.987***	-5.738	3.60***	18.118
Education enseignant	-0.067*	-1.844	0.0056	1.526
Distance primaire 2 +	0.002	0.055	-0.068	-1.38
Distance primaire 3	0.353	0.973	0.513	1.397
$\mu_1$	1.355	9.997	2.507	7.313
$\mu_2$	2.354	17.094	3.074	8.967
$\mu_3$	3.016	21.793	3.485	10.157
$\mu_4$	3.647	26.166	3.826	11.139
$\mu_5$	4.193	29.803	4.187	12.169
$\mu_6$	4.710	33.007	4.524	13.115
$\mu_7$	5.212	35.483	4.948	14.290
$\mu_8$	5.642	36.251	5.539	15.925
$\mu_9$	5.993	34.042	--	
$\mu_{10}$	6.203	29.639	--	
N° Observations	2806		2806	

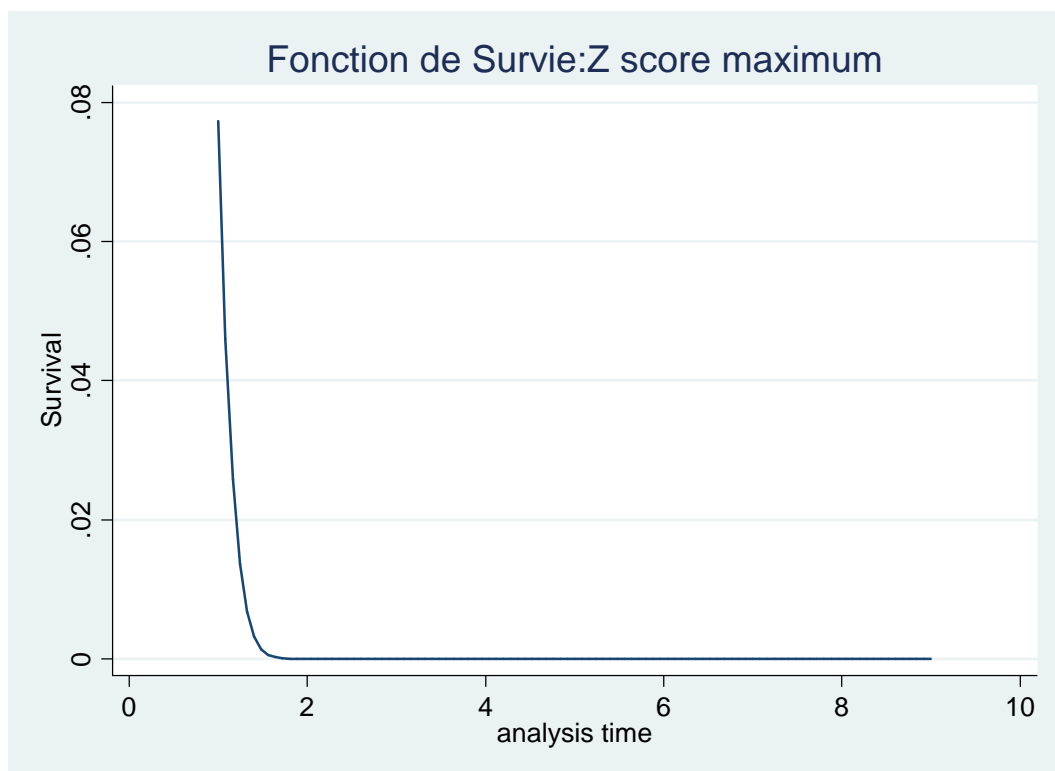
\*\*\*, \*\* et \* indiquent la significativité respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%

Les écarts-types ont été corrigés de l'hétéroscédasticité en utilisant la correction de Huber-White-Sandwich

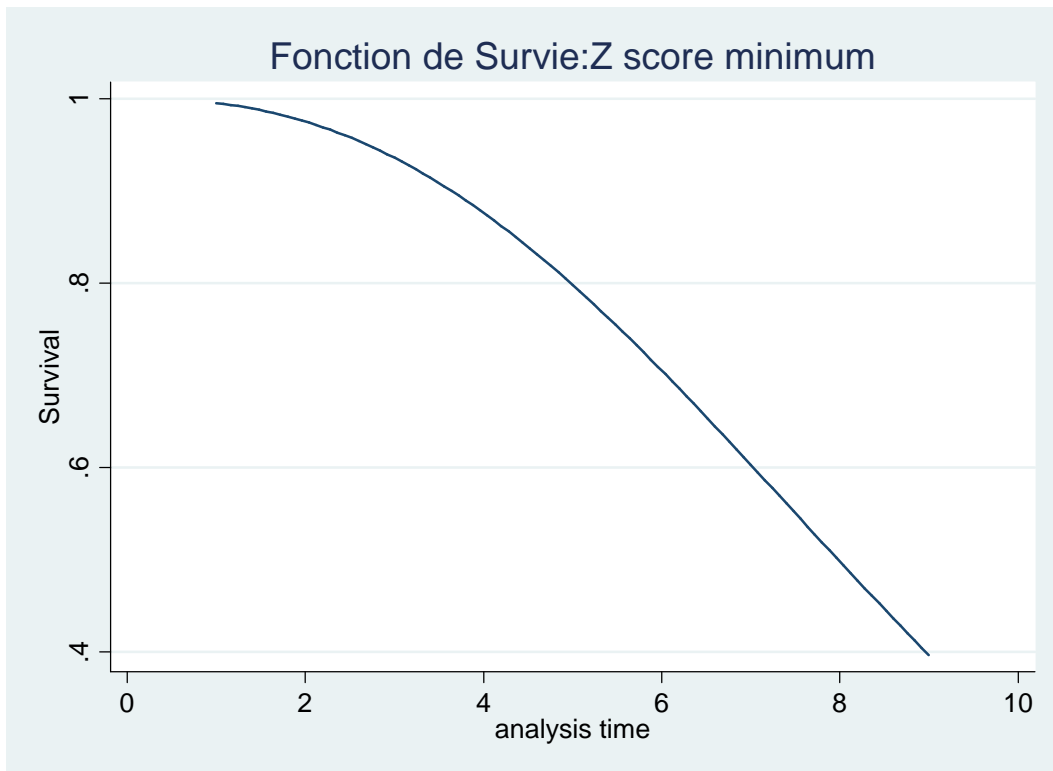
+, les variables éducation primaire de la mère, du père et distance primaire 1 représentent les groupes de référence.

Le coefficient des résidus d'instrumentation de l'indice de taille est significatif, nous rejetons donc l'hypothèse d'exogénéité de cette variable. La significativité jointe des instruments externe est acceptable ( $F > 10$ ).

Le tableau 3 fait apparaître un signe négatif et fortement significatif de la variable anthropométrique, ce qui corrobore notre hypothèse que les enfants qui souffrent d'un retard de croissance sont ceux qui entrent le plus tardivement à l'école. Ce résultat est également confirmé par le modèle de durée qui fournit des estimations plus précises et un coefficient de l'indice de taille plus élevé. Il existe une relation positive et très fortement significative entre la taille standardisée pour l'âge et le taux de hasard. Les enfants mieux nourris ont des taux de hasard plus élevés et donc des durées de retard plus faibles. Ces estimations impliquent qu'en chaque point de durée, le taux d'hasard des enfants qui présentent de meilleures conditions nutritionnelles est cinq fois plus important que le taux de hasard des enfants moins bien nourris ( $5.085 = \exp(1.626)$ ).







Les graphiques ci dessus représentent l'évolution des fonctions de survie pour les deux valeurs extrêmes de l'indice de taille, c'est-à-dire pour un z score maximum (meilleur état de santé) et un Z score minimum (l'état de déficience le plus grave). On voit clairement que les durées du retard (*survival time*) sont nettement plus faibles dans le cas d'un meilleur état de santé (Z score maximum).

Comparons la situation de deux enfants  $i$  et  $j$  qui sont similaires en tous points sauf par leur statut nutritionnel, et représentés par les caractéristiques moyennes de notre échantillon, et. A l'enfant  $i$ , correspond un intervalle d'indices de taille supérieur à  $-3$ . A l'enfant  $j$ , correspondent des indices de taille inférieurs ou égaux à  $-3$ . Autrement dit, les deux enfants appartiennent respectivement aux catégories d'enfants mal nourris et sévèrement mal nourris. Nos estimations suggèrent que l'enfant  $i$  aurait un retard à l'entrée de 2.6 années. Quant à l'enfant  $j$ , il intégrera l'école avec 4.2 années de retard par rapport à l'âge légal d'inscription.

Notons également que la contribution la plus importante est celle de la taille standardisée pour l'âge, comme le montre le tableau 4 des effets marginaux, ci-dessous,

calculés à partir du modèle de durée<sup>8</sup>. En effet, une amélioration d'un écart-type dans l'indice de taille entraînerait une baisse de la durée du retard à l'entrée d'environ deux ans.

Tableau 4 : Effets marginaux

Variabes	Effets marginaux
<b>Taille pour âge</b>	<b>-1.924*** (-24.79)</b>
Dépenses de consommation	0.244*** (3.75)
Sexe	-0.167*** (-6.15)
Education père post secondaire	-0.486*** (-3.18)
Education mère secondaire	-0.439*** (-3.10)
Education mère post secondaire	0.426* (1.86)
Enfants moins cinq ans	-0.363*** (-9.44)
Transport	0.108* (1.69)
Admission	0.019*** (2.80)
Fuite d'eau	0.582*** (5.58)
Education enseignant	-0.022*** (-4.20)

Afin d'évaluer la perte de richesse qui résulterait du retard à l'entrée, on suppose, à titre de simplification, que : (1) l'enfant n'a pas de revenus avant et durant la période scolaire ; (2) son revenu post-scolaire est constant ; (3) les frais de scolarisations sont nuls ( $f=0$ ) ; (4) un taux d'intérêt constant de 7% prévaut sur le marché ; (5) l'horizon temporel considéré est infini et enfin (6) les retards à l'entrée sont indépendants du niveau maximal atteint et de la rémunération post-scolaire de l'enfant. A partir de l'estimation de la valeur prédite du retard moyen dans notre échantillon qui est de trois années et du modèle standard de capital humain nous pouvons ainsi estimer que la perte de richesse correspondant à ces trois années est substantielle et de l'ordre de 23%. En effet, considérons une équation simple qui relie le revenu  $y$  et la scolarisation  $S$  de la façon suivante :  $Ln(y) = y_0 + rS$  où  $r$  représente le taux de rendement de l'éducation et  $y_0$ , le revenu pour un niveau d'éducation nul. A l'équilibre ce taux est égal au taux d'intérêt.  $y = e^{y_0 + rS}$ .

La valeur actualisée du revenu (VAR) est simplement l'intégrale du revenu à partir du moment où l'enfant quitte l'école (et commence à travailler) jusqu'à l'infini ( $T = \infty$ ) :

<sup>8</sup> L'estimation des modèles probit ordonné censuré a été faite en utilisant le logiciel GAUSS car STATA n'est pas bien adapté et de ce fait les fonctions de vraisemblances ne convergent pas. Le calcul des effets marginaux se fait manuellement sous GAUSS. Pour cela, nous avons préféré les présenter à partir des modèles de durées. Le calcul à partir de STATA est immédiat et sans risque d'erreurs.

$VAR = y_0 \exp(-rs)[(1/r)\exp(0) - (1/r)\exp(-\infty)] = (1/r)y_0 \exp(-rs)$  (I). Si l'enfant intègre l'école avec trois années de retard ( $t_0 = 3$ ), la VAR devient alors :  
 $VAR = y_0 \exp(-rs)[(1/r)\exp(-3r) - (1/r)\exp(-\infty)] = (1/r)y_0 \exp(-rs)\exp(-3r)$  (II)

Le coût de ces années de retard est finalement (I)-(II) :  $(y_0/r)e^{-r(s+3)}$  (III). Par conséquent, le coût de ces années de retard par rapport à la richesse est donnée par : (III)/ (II), soit  $e^{3r} - 1$ . Même si le coût véritable était bien plus faible, il représente néanmoins une perte considérable en termes de richesse.

Le revenu apparaît avec un signe positif et significatif dans les différentes spécifications de l'équation de retard à l'entrée. Notons que le signe du résidu d'instrumentation est significatif, en d'autres termes, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse d'endogénéité de la dépense de consommation. Le pouvoir explicatif des instruments externes est très élevé. Les dépenses de consommation accroissent la probabilité du retard à l'entrée. Le coefficient estimé par le modèle de Weibull confirme cette tendance (coefficient -0.2). Ce résultat inattendu indique que les parents les plus riches sont ceux qui retardent le plus la scolarisation de leurs enfants. Glewwe et Jacoby (1995) trouvent un coefficient négatif et significatif de la dépense de consommation uniquement lorsque celle-ci est traitée comme exogène. Lorsqu'elle est instrumentée, elle apparaît comme non statistiquement corrélée avec la durée du retard. En outre, le résidu d'instrumentation n'est pas significatif. Dans notre cas, nous ne pouvons pas accepter l'exogénéité des dépenses de consommation.

Typiquement les ménages ruraux, en général pauvres, ont une préférence plus forte pour le présent et leur capacité d'épargner est très réduite. Dans la mesure où la scolarisation des enfants représente un investissement futur de long terme, les parents qui ont une plus forte préférence pour le présent pourraient être ainsi incités à retarder l'inscription de leurs enfants. La forte saisonnalité de leurs ressources les expose davantage aux divers risques de devoir faire face à des dépenses imprévues. L'exposition du ménage à un choc inattendu (mauvaise moisson, catastrophes naturelles, maladies brusques, etc.) accroît donc ses dépenses, en ayant recours aux prêts par exemple. Les parents pourraient ainsi être incités à retarder la scolarisation de leurs enfants afin de les mettre à contribution et accroître ainsi le revenu du ménage pour faire face aux éventuels chocs et couvrir les frais de scolarisations futurs, constituant une sorte de réserve ou matelas de sécurité.

Les résultats concernant les contraintes de l'offre sont contrastés. En effet, les variables qui rendent compte de la distance à l'école primaire n'exercent aucun impact

significatif sur la durée de retard à l'entrée. Ce résultat s'explique probablement par le fait que les écoles primaires sont assez nombreuses et l'accès à ces établissements est relativement facile.

Les frais de scolarisation primaire, parce qu'ils sont relativement peu élevés au Bangladesh, n'affectent pas non plus la durée du retard.

Quant à la variable d'admission, elle reflète les contraintes de l'offre subies par les ménages et traduit une politique de rationnement des établissements scolaires. En effet, le coefficient de cet indicateur est fortement significatif et positif (négativement associé au taux de hasard, mais positivement associé à la durée du retard) dans les deux modèles. Les établissements qui pratiquent des politiques sélectives d'admission aggravent ainsi la durée du retard des enfants qui ne seront pas admis l'année de leur présentation à l'école.

Les résultats soulignent également l'importance de l'éducation des parents dans la détermination des retards de scolarisation de leurs enfants, avec un impact plus marqué pour l'éducation post-secondaire du père. L'effet marginal de cette variable est de réduire la durée de retard d'approximativement la moitié d'une année scolaire. Il n'existe cependant pas de différence significatives entre l'éducation secondaire de la mère et l'éducation post-secondaire du père, puisque le test statistique ne rejette pas l'égalité des coefficients ( $\text{Prob} > \chi^2 = 0.8124$ ).

Comme l'ont également montré Morduch (1996) et Maitra (2001), nos résultats confirment l'importance de la structure familiale dans le timing de scolarisation des enfants. Il existe donc un effet significatif de rivalité, ou encore un effet d'arbitrage entre qualité et quantité (Becker 1965), surtout entre les frères et sœurs âgés de 6-15 ans, c'est à dire en âge d'être scolarisés. En effet, les ménages qui font face à des contraintes de crédit et de liquidité et qui ont plus d'un enfant à scolariser (ayant atteint l'âge minimum d'inscription) seront obligés d'espacer la scolarisation de certains d'entre eux, aggravant ainsi le retard à l'entrée.

Par ailleurs, les résultats concernant la qualité de l'école sont mitigés. Le niveau d'éducation des enseignants des établissements primaires réduit significativement la durée du retard à l'entrée. La forte significativité de la variable admission confirme l'effet de rationnement pratiqué par les écoles et suggère que cet effet est entièrement capté par cette même variable, contrairement aux résultats de Glewwe et Jacoby (1995).

Procédons finalement à un dernier test de robustesse afin de tester la corrélation de la variable taille standardisée pour l'âge avec des caractéristiques non observés du ménage. Nous réduisons l'échantillon aux ménages ayant aux moins deux enfants et nous estimons un modèle à effets fixes. Il ressort de ces estimations que la malnutrition est toujours négativement et significativement responsable des retards à l'entrée des enfants. Les résultats montrent également que le fait d'ignorer les effets fixes introduit un biais à la hausse dans le coefficient estimé de la variable de santé : -0.264 pour l'effet aléatoire contre -0.156 pour l'effet fixe. Le test d'Hausman rejette l'orthogonalité des effets fixes par rapport à l'indice de taille et produit un t-statistique de 2.13. Cependant, cette spécification ne prend pas en considération le caractère discret de la variable dépendante, et ne corrige pas non plus pour le problème de censure des données. Le coefficient estimé est plus faible que celui des autres spécifications.

Tableau 5: Estimation des coefficients de l'indice de taille à partir de différentes spécifications.

Spécification	Taille pour âge	Résidu de la taille pour âge	log vraisemblance	N°
Effets fixes ménages	-0.156 (-4.50) **	---		1144
Effets aléatoires ménages	-0.264 (-8.80) ***	---		1144
Niveau d'étude atteint	0.278 (2.74) ***	-0.330 *** (-2.95)	-2771.88	2038

Examinons maintenant l'équation (11) c'est-à-dire celle de l'âge à la sortie du système scolaire. Les résultats indiquent que les enfants mieux nourris, c'est-à-dire ceux qui ont un faible retard de croissance, quittent l'école plus tard. Cette tendance est confirmée dans les deux spécifications. Rappelons que l'intérêt de l'estimation de cette équation est d'aboutir à une évaluation de l'impact net de la malnutrition sur le niveau d'étude atteint de l'enfant lorsque les retards à l'entrée dans le système scolaire sont importants, comme tel est le cas au Bangladesh.

D'après l'équation (11): on peut calculer  $\beta_s = \beta - \beta_0$ .

Dans le cas du modèle *probit ordonné censuré*, le coefficient du niveau d'étude atteint se calcule de la façon suivante :  $\frac{\partial E(s^*)}{\partial h} = \frac{\partial E(s^* + t_0^*)}{\partial h} - \frac{\partial E(s^*)}{\partial h}$

A partir des estimations du coefficient de la taille dans l'équation de l'âge à la sortie (tableau 3) et de l'équation de retard (même tableau), nous déduisons :  $\frac{\partial E(s^*)}{\partial h} = 0.03 - 0.02 = 0.01$  (z-statistique=2.17\*\*)

Le coefficient trouvé est positif et significatif, indiquant ainsi que l'impact net d'une meilleure santé est d'accroître la durée totale de scolarisation. Autrement dit, les enfants mieux nourris bénéficient d'une plus grande productivité d'apprentissage et atteignent, par conséquent, des niveaux scolaires plus élevés.

Qu'en est-il de l'estimation de l'effet de la malnutrition sur le niveau d'étude atteint à partir de l'équation (8) directement ? Le tableau 5 reporte l'estimation du coefficient de l'indice de taille à partir de cette équation en utilisant un simple probit ordonné :

$\frac{\partial E(s^*)}{\partial h} = 0.041$  (z-statistique=2.68\*\*\*). Ce coefficient est quatre fois plus important que celui issu du modèle probit censuré, ce qui indique que le problème de censure est probablement très important dans notre échantillon et que la non prise en compte de ce problème induit un biais d'estimation à la hausse.

## Conclusion

Dans ce papier, nous nous sommes intéressés à l'étude du phénomène de retard à l'entrée à l'école qui, alors que très répandu dans les pays en voie de développement, a été très peu exploré dans la littérature.

Pour cela, nous avons estimé séparément le retard à l'entrée dans le système scolaire et l'âge à la sortie de l'école à l'aide de modèles probit ordonnés. La différence entre les coefficients obtenus permet d'évaluer l'impact net des déficiences nutritionnelles sur la durée de scolarisation totale potentielle, en éliminant leur impact sur les retards à l'entrée. Il a été

estimé que les enfants qui jouissent d'une meilleure santé sont susceptibles d'atteindre des niveaux scolaires plus élevés.

Nos résultats confirment l'hypothèse selon laquelle les déficiences nutritionnelles et sanitaires accumulées sont particulièrement responsables de ces retards. En perfectionnant les procédures d'estimations usuelles, nous parvenons à démontrer que la taille standardisée pour l'âge est toujours significativement et négativement associée à la durée du retard à l'entrée et positivement et significativement associée à des niveaux de scolarisation plus élevés. Or, dans la littérature, les résultats sont mitigés. Par exemple, Glewwe et Jacoby (1995) ne parviennent pas à rejeter l'exogénéité de l'indice de taille. L'instrumentation et la qualité des instruments peuvent en être la cause. La significativité jointe de leurs instruments est cependant très faible ( $F=4.68$ ), ce qui remet en question leur pouvoir explicatif. L'impact net estimé des déficiences nutritionnelles sur le niveau final atteint n'est pas significatif. En outre, l'inclusion de la variable âge dans leurs régressions pourrait également expliquer, en partie, l'absence d'effet de la taille standardisée pour l'âge sur la durée totale potentielle de scolarisation. L'âge de l'enfant pourrait ainsi capter une partie de l'effet attendu de la taille sur le niveau d'étude maximal, puisqu'il est raisonnable de penser que les retards à l'entrée augmentent avec l'âge. Les enfants qui s'inscrivent tardivement sont logiquement plus vieux lorsqu'ils quittent l'école.

Moock et Leslie (1986) ainsi que Jamison (1986), ont également étudié l'impact d'un état de santé défavorable sur le niveau d'étude atteint respectivement au Népal et en Chine. Leurs résultats soutiennent fortement l'hypothèse que les enfants mieux nourris atteignent des niveaux scolaires plus élevés. Cependant, comme nos résultats l'indiquent, cette association entre les deux variables pourrait occulter l'impact de la santé sur les retards à l'entrée. Quand bien même Jamison (1986) remarque que les enfants mal nourris pourraient retarder leur inscription et Moock et Leslie (1986) constatent l'ampleur du phénomène du retard au Népal,

aucun n'a étudié le rôle précis de la santé sur l'éventualité de retarder l'inscription, et n'a dissocié son effet sur le niveau d'étude atteint. En outre, comme les deux études se basent sur des échantillons d'enfants actuellement scolarisés, le problème de censure des données n'est pas soulevé. Aucun lien n'est donc établi entre la taille standardisée pour l'âge et le niveau final atteint.

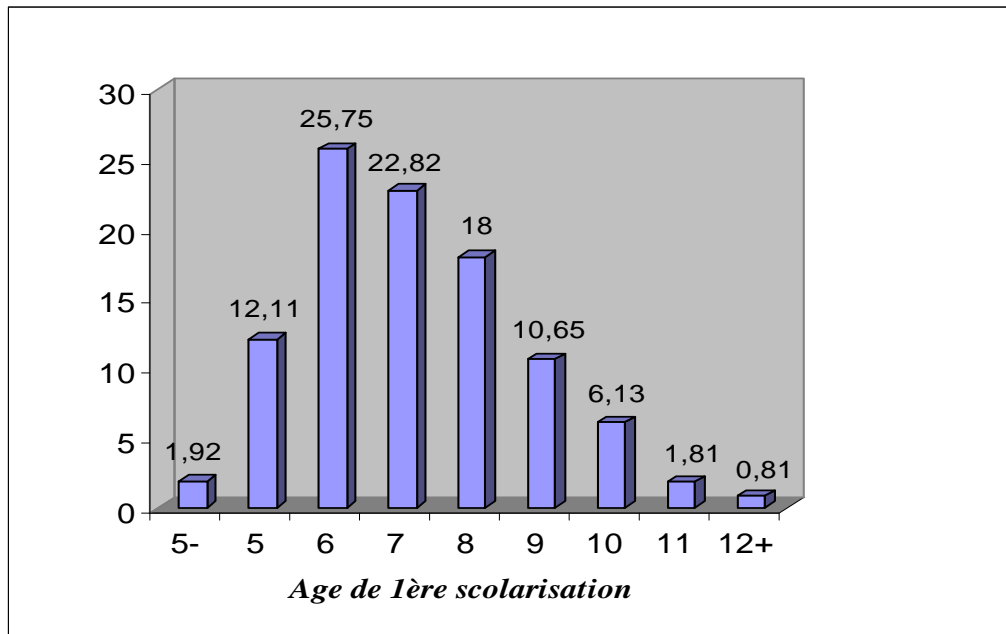
D'autres résultats de nos estimations s'avèrent aussi importants, et méritent d'être rappelés, notamment le résultat concernant le revenu du ménage. La contrainte de liquidité ne trouve pas de justification ici, puisque la proxy du revenu permanent – dépenses de consommations - n'est pas significativement liée aux retards à l'entrée. L'effet robuste de rivalité entre les frères et sœurs en âge d'être scolarisés renforce l'objectif des parents d'accumuler plus de ressources avant de scolariser leurs enfants, afin de lisser leurs consommations.

En fin, nos résultats suggèrent que l'efficacité du système éducatif est remise en cause. Une meilleure qualité des écoles (meilleur niveau d'éducation des enseignants et meilleur état des classes dans le modèle de durée), a pour effet de réduire la durée du retard. La politique sélective d'admission, quant à elle, est une mesure de rationnement qui sanctionne substantiellement et significativement les enfants désireux de s'inscrire à l'âge minimum légal. Ce résultat soulève la question de l'importance des contraintes de l'offre dans l'explication des décisions de scolarisation et incite les travaux futurs à s'intéresser de plus près aux conséquences de ces contraintes.

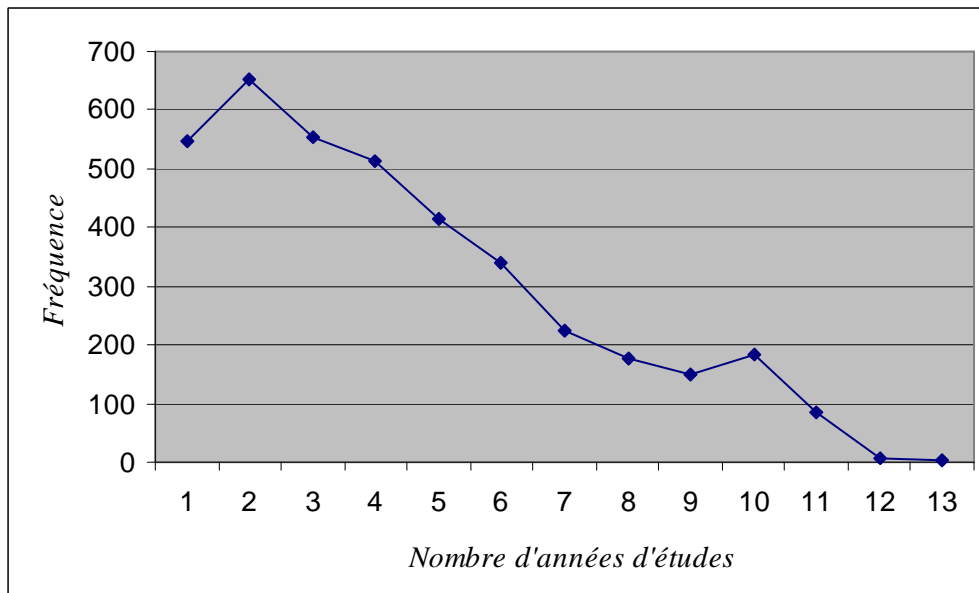


## Annexe A

Graphique 1.1 : Inscription scolaire des enfants au Bangladesh (en %), MHSS 1996



Graphique 1.2 : Distribution de la scolarisation des enfants âgés de 6-15 ans



*Tableau 1.3 : Statistiques descriptives : Echantillon MHSS, 1996*

<b>Variables et description</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Ecart-type</b>
Variable dépendante durée du retard à l'entrée en nombres d'années	2.844	1.764
Variable dépendante âge à la sortie	10.212	3.223
Variable dépendante : Niveau d'étude atteint en années	2.338	1.942
Sexe : indicatrice =1 si garçon	0.512	0.499
Enfants 6-17 : nombre d'enfants âgés de 6 à 17 ans dans le ménage	2.649	1.061
Enfants 18-24 : nombre d'enfants âgés de 18 à 24 ans dans le ménage	0.558	0.830
Dépenses de consommation : Logarithme de la dépense de consommation/tête (takas)	9.021	0.556
Education père primaire : indicatrice =1 si le père a achevé l'éducation primaire (modalité de référence)	0.3268	0.4691
Education père secondaire : indicatrice =1 si le père a achevé l'éducation secondaire	0.108	0.3111
Education père post- secondaire : indicatrice =1 si le père a achevé l'éducation universitaire	0.029	0.168
Education mère primaire : indicatrice =1 si la mère a achevé l'éducation primaire (modalité de référence)	0.273	0.4457
Education mère secondaire : indicatrice =1 si la mère a achevé l'éducation secondaire	0.114	0.317
Education mère post-secondaire : indicatrice =1 si la mère a achevé l'éducation universitaire	0.087	0.282
Distance primaire1 : indicatrice=1 si l'école la plus proche existe dans le village (modalité de référence)	0.784	0.411
Distance primaire 2 : indicatrice =1 si l'école la plus proche existe dans la même union mais pas dans le même village	0.212	0.409
Distance primaire 3 : indicatrice =1 si l'école la plus proche existe dans la même Thana et pas dans la même union	0.002	0.053
Education primaire : nombre d'années moyennes d'éducation des enseignants primaires dans la communauté	11.729	0.239
Frais primaire : frais de scolarisations (inscriptions et tuteurs) primaires (takas)	17.207	17.491
Admission primaire : proportions d'écoles dans la communauté qui pratiquent des politiques sélectives d'admission	91.991	6.220
Fuite d'eau primaire : proportion d'écoles dans la communauté ayant des problèmes de fuite d'eau	0.570	0.274
Electricité primaire : proportion d'écoles primaires électrifiées dans la communauté	0.028	0.021
Transport : indicatrice=1 si l'existe un moyen de transport public dans le village	0.690	0.462
<b>Variables d'instrumentation</b>		
Mldepect= Moyenne du Logarithme de la dépense de consommation /tête et par grappe (Takas)	9.024	0.510
Occp1 : indicatrice =1 si le chef de ménage possède une épicerie	0.021	0.144
Occp2 : indicatrice =1 si le chef de ménage est manouvrier	0.0444	0.206
Occp3 : indicatrice =1 si le chef de ménage possède son propre commerce	0.098	0.2981
Occp4 : indicatrice =1 si le chef de ménage possède un commerce de riz	0.007	0.082
Occp5 : indicatrice =1 si le chef de ménage est poissonnier à son propre compte	0.0163	0.126
Occp6 : indicatrice =1 si le chef de ménage est à la retraite	0.011	0.104
Occp7 : indicatrice =1 si le chef de ménage est incapable de travailler	0.017	0.129
Déchet : indicatrice=1 si la maison est entouré de saletés	0.416	0.542
Acquisition : indicatrice=1 si le ménage possède la maison	0.934	0.248
Sol : indicatrice=1 si le sol de la pièce principal est de terre	0.965	0.181
Mur : indicatrice=1 si le mur de la pièce principale est en étain	0.451	0.497
Toit : indicatrice=1 si le toit de la maison est en étain	0.960	0.195
Eau ustensile : indicatrice=1 si la source de lavage des ustensiles de cuisine est l'étang	0.619	0.485
Sanitaires homme : indicatrice=1 si les sanitaires des hommes sont des latrines non couvertes	0.072	0.258
Sanitaires enfant : indicatrice=1 si les toilettes des enfants sont des latrines non couvertes	0.289	0.453
Sanitaires femme : indicatrice=1 si les toilettes des femmes sont des latrines non couvertes	0.070	0.255

Tableau 1.4 : Résultats de la première étape d'instrumentation de la dépense de consommation (Log) et de la taille standardisée pour l'âge.

Variables	Dépenses de consommation	t-stat	Indice de la taille	t-stat
Age	0.0013	0.92	0.007	0.72
Sexe	-0.0075	-1.96**	-0.094	-3.63***
Age au carré	-0.77 $10^{-3}$	-0.90	-0.006	-1.11
Education père primaire	0.014	1.07	-0.064	-0.91
Education père secondaire	0.0081	0.30	0.254	2.08**
Education père post-secondaire	0.02	0.58	-0.278	-1.39
Education mère primaire	0.010	0.61	0.093	1.05
Education mère secondaire	0.035	1.02	0.037	0.21
Education mère post-secondaire	-0.093	-2.28**	-0.107	-0.51
Religion	0.0040	0.31	0.079	0.77
Sanitaires enfants	-0.0038	-0.38	-0.083	-1.34
Sanitaires femmes	-0.0056	-0.08	-0.123	-0.42
Sanitaires hommes	-0.013	-0.19	0.164	0.57
Eau ustensile	-0.036	-3.61***	-0.112	-1.85*
Toit	0.013	0.53	-0.103	-0.96
Mur	0.044	4.13***	0.044	0.72
Sol	-0.046	-1.59*	-0.556	-3.24***
Acquisition	0.063	3.15***	0.077	0.63
Eau	0.025	0.43	0.123	0.30
Eau étang	0.053	0.84	0.002	0.00
Eau source	0.026	0.42	0.096	0.20
Eau rivière	0.028	0.47	-0.293	-0.67
Mldepct	0.954	120.81***	0.188	3.09***
Taille père	-0.804 $10^{-4}$	-1.18	-0.1469 $10^{-3}$	-0.45
Taille mère	-0.37 $10^{-4}$	-0.28	0.476 $10^{-3}$	0.97
Déchet	0.00653	0.58	-0.095	-1.37
Poubelle	-0.016	-1.53	0.092	1.45
Chambres	0.0015	2.56***	0.0012	0.58
Agriculture	-0.009	-0.67	-0.085	-1.29
Occp1	0.078	2.19**	0.178	1.17
Occp2	-0.011	-0.49	-0.443	-3.06***
Occp3	0.023	1.18	0.089	0.86
Occp4	0.061	0.64	-0.182	-0.48
Occp5	0.0057	0.20	-0.378	-1.24
Occp6	0.082	1.66*	0.341	1.69*
Occp7	0.0023	0.10	-0.300	-1.46
Terre	0.0037	0.34	0.142	2.22**
Naissance 1991	-0.0026	-0.33	-0.207	-2.05**
Diarrhée	-0.044	-0.12	-5.862	-2.82***

<b>Variables</b>	Dépenses de consommation	t-stat	Indice de la taille	t-stat
Vaccination	-0.039	-0.12	5.436	2.97***
Médicaments	0.036	0.33	-0.956	-1.15
Personnes âgées	0.035	2.82***	0.109	1.47
Enfants 6-17	-0.014	-3.35***	-0.064	-2.36**
Enfants moins cinq ans	-0.014	-1.89*	-0.133	-3.42**
Age chef du ménage	$0.576 \cdot 10^{-4}$	1.28	$0.1303 \cdot 10^{-3}$	0.52
Distance primaire 2	0.012	2.03**	0.011	0.16
Distance primaire 3	0.0055	1.43	-0.032	-0.82
Fuite d'eau	0.014	1.21	0.210	1.81*
Electricité	0.090	0.98	-0.092	-0.39
Transport	0.0054	0.87	0.132	2.11**
Frais primaires	$-0.3 \cdot 10^{-3}$	-2.09**	$0.265 \cdot 10^{-3}$	0.19
Education primaire	$0.227 \cdot 10^{-4}$	0.05	-0.008	-1.56
Admission	$0.715 \cdot 10^{-3}$	0.50	-0.027	-4.37***
constante	0.256	1.01	-0.167	-0.11
N° d'observation	2515		2459	
$R^2$	0.86		0.13	
$F$ sig. Jointe des instruments externes	1039.57***		12.13***	

\*\*\*, \*\* et \* indiquent la significativité respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%

Les écarts-types ont été corrigés de l'hétéroscédasticité en utilisant la correction de Huber-White-sandwich

## REFERENCES

- Behrman JR., (1996) The impact of Health and Nutrition on Education. *The World Bank Research Observer*, 11 n°1, pp23-37.
- Gomes-Neto JB., Hanushek EA., Leite RH. And Frota-Bezzera RC., (1997) Health and Schooling: Evidence and Policy Implications for developing Countries., *Economics of Education Review*, 16 n°3, p 271-282.
- Glewwe P. and Jacoby H., (1995) An Economic Analysis of Delayed School Enrolment in a low income Country: The Role of Early Childhood Nutrition., *The review of Economics and Statistics*, 77, N°1, pp156-169.
- Jamison DT., (1986) Child Malnutrition and School Performance in China, *Journal of Development Economics*, N°20, pp299-309
- King, E and L. Lillard (1983) Determinants of Schooling attainment and enrolment Rates in the Philippines, *Rand Note N-1962-AID*. Santa Monica, CA: the Rand Corporation
- Martorell R. Schroeder DG, Rivera JA, Kaplowitz HJ. (1995) Patterns of linear growth in rural Guatemalan adolescents and children, *Journal of Nutrition*, 125 N°4S pp1060S-1067S
- Moock P and Leslie J., (1986), Childhood Malnutrition and Schooling in the Terai Region of Nepal, *Journal of Development Economics*, n°20, PP 33-52
- Pollit E., Gorman KS., Engle PL., Martorell R and Rivera J., (1993) Early Supplementary Feeding and Cognition., *Monographs of the Society for Research in Child Development.*, Serial n° 235
- Psacharopoulos G and Arriagada AM., (1989) The determinants of Early Age Human Capital Formation: Evidence from Brazil, *Economic development and cultural Change*, 34, n°4, pp 682-708
- Rahman, O., A.D. Foster, P. Gertler and J. Menken (1999) The Matlab health and Socioeconomic Survey: overview and user's guide, *Santa Monica, CA: Rand*, DRU-2018/1-NIA
- Rivers, D and Q.H. Vuong (1988) Limited information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models *Journal of Econometrics*, 39, pp347-66
- Smith, R and R. Blundell (1986) An Exogeneity test for a simultaneous equation Tobit model with an Application to labour supply *Econometrica*, 45, pp 1065-79

