

L'impact des dépenses sociales sur le travail des enfants.

Christopher GRIGORIOU* et Grégoire ROTA GRAZIOSI†

11 juillet 2006

Résumé

Nous développons un modèle théorique dans lequel le travail des enfants résulte d'un arbitrage de la part des ménages entre travail et scolarisation, l'éducation étant considéré comme un investissement en environnement risqué. Dans ce cadre, nous mettons en évidence et apprécions l'impact des dépenses publiques d'éducation et de santé sur le travail des enfants. Nos résultats théoriques, validés empiriquement en économétrie de panel sur un échantillon de 66 pays en développement entre 1985 et 2000, révèlent que les dépenses de santé permettent d'autant plus de réduire le travail des enfants, que l'environnement est risqué, alors que l'efficacité des dépenses d'éducation est conditionnée à l'attitude des ménages vis-à-vis du risque.

Mots-Clé : travail des enfants, dépenses d'éducation, dépenses de santé.

Classification JEL : J20, K31, D60.

*CERDI-CNRS, Université d'Auvergne. Email : c.grigoriou@u-clermont1.fr

†CERDI-CNRS, Université d'Auvergne. Email : g.rota_graziosi@u-clermont1.fr

Selon l'Organisation Internationale du Travail (2000), le travail des enfants concerne environ 211 millions d'enfants de 5 à 14 ans, dont 48 millions en Afrique sub-saharienne et 127 millions dans la région Asie-Pacifique. En outre, 73 millions d'entre eux ont moins de 10 ans (OIT (2002)). Or, parmi les Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD) définis par les Nations Unies figure la scolarisation pour tous à l'horizon 2015. Outre une interdiction légale du travail des enfants, qui demeure une mesure contestée (*cf.* Dessy et Pallage (2005)), les gouvernements des pays concernés et les institutions internationales, comme la Banque Mondiale ou le Fond Monétaire International, disposent de plusieurs instruments politiques afin d'inciter les ménages à réduire le travail de leurs enfants. Cet article se concentre sur l'un de ces instruments, à savoir les dépenses sociales, en distinguant les dépenses publiques d'éducation, de celles de santé.

Notre travail se place à la croisée de l'analyse économique du travail des enfants, dont Basu (1999) fournit une revue récente des principaux apports, et de la littérature étudiant l'efficacité des dépenses sociales dans les pays en développement. Burgess et Stern (1993) remarquent que la répartition des dépenses publiques entre éducation et santé dans ces pays est largement favorable à l'éducation¹. Une différence structurelle semble ainsi émerger entre pays riches et pauvres quant au poids relatif de chaque type de dépenses : plus le pays est pauvre, plus il investit dans l'éducation par rapport à la santé, ce qu'illustre le graphique suivant².

Insérer le graphique 1 ici

Dans le champ de l'économie du développement, les dépenses d'éducation et de santé sont souvent agrégées dans un indicateur composite de dépenses sociales. L'article de Devarajan, Swaroop, et Zou (1996), qui propose une analyse de la composition optimale des dépenses sociales en est un exemple flagrant. Cette agrégation suppose en fait une substituabilité parfaite entre les deux types de dépenses, ou en d'autres termes, un impact identique de ces deux politiques. Le principal intérêt de notre travail est de lever une telle hypothèse, jugée trop simplificatrice, en précisant un canal de transmission spécifique à chaque type de dépense sociale.

Suivant Basu (1999) ou Baland et Robinson (2000), nous présentons la décision de faire

¹Voir le tableau 1 et les commentaires de ces auteurs (p.765-6).

²Cette disparité de la composition des dépenses sociales entre le Nord et le Sud peut évidemment s'expliquer par des différences en termes de revenu, de la répartition de ces dépenses au sein de la population, ou par des divergences entre pyramides des âges. Néanmoins, à notre connaissance, aucune étude systématique n'a été entreprise pour l'expliquer.

travailler les enfants comme le résultat d'un arbitrage intertemporel des ménages entre travail et scolarisation. Cet arbitrage dépend à la fois du rendement de l'investissement en éducation et du risque associé à cet investissement. Ce risque s'explique par l'éventuel décès de l'enfant avant qu'il ne devienne adulte et qu'il sorte du foyer parental³. L'originalité de notre approche est de présenter l'effet des dépenses sociales dans un tel arbitrage. Nous supposons que la dépense publique d'éducation améliore le rendement de l'éducation alors que celle de santé réduit le risque de cet investissement en améliorant l'état de santé.

Nous déterminons théoriquement sous quelles conditions les dépenses publiques permettent de lutter contre le travail des enfants. Lorsque les ménages ne sont pas imposés, *i.e.* en l'absence d'une contrainte budgétaire équilibrée, il apparaît que l'efficacité des dépenses publiques de santé est inconditionnelle, alors que celle d'éducation est conditionnée par l'aversion (tant absolue que relative) au risque des ménages. L'intégration d'un impôt permettant le financement de ces dépenses modifie nos conclusions en ajoutant un lissage inter-temporel dans le comportement des ménages : dès lors une aversion absolue au risque modérée est également requise pour l'efficacité des dépenses de santé. De plus, les impacts respectifs de ces deux types de dépenses publiques sur le rendement de l'éducation et sur l'état de santé doivent alors être supérieurs à un seuil lui-même fonction de l'aversion au risque des ménages. Nos résultats sont testés sur un panel de 66 pays en développement. Il apparaît que les dépenses de santé ont un effet significativement négatif sur le travail des enfants d'autant plus fort que le risque est élevé. En revanche, les dépenses publiques d'éducation sont efficaces si et seulement si les ménages sont faiblement averse au risque, ou sous l'hypothèse de préférences DRRA (Aversion Relative au Risque Décroissante) si ils ménages sont suffisamment riches. Nous concluons que l'investissement massif dans l'éducation observé dans certains pays en voie de développement peut ne pas être la solution à la réduction du travail des enfants, la santé devant également être considérée.

Le reste de cet article est organisé comme suit. La première section développe le modèle théorique et ses résultats. Dans la seconde section, une analyse empirique est menée où les principaux résultats théoriques sont testés. La dernière conclut.

³En l'absence de telles statistiques pour l'échantillon considéré, nous ferons l'hypothèse que ce risque est d'autant plus fort (faible) que l'état de santé est bas (élevé). Comme il est classique de le faire dans la littérature en économie de la santé appliquée aux pays en développement (voir par exemple le rapport Sachs de la commission World Health Organisation (2001), Kakwani (1993), Anand et Ravallion (1993), Sen (1998)...) nous mesurons l'état de santé d'une population donnée par la survie des enfants de moins de cinq ans.

1 Le modèle

Après avoir présenté les hypothèses nécessaires à la construction de notre modèle, nous précisons le rôle spécifique de chaque type de dépense sociale.

1.1 Préliminaires

A l'instar de Baland et Robinson (2000) ou de Dessy et Pallage (2001), nous considérons une économie à deux périodes ($t = 1, 2$) avec un unique bien de consommation. A la première période, le ménage est composé d'un travailleur adulte, le parent (p), et d'un enfant (c). A la seconde période, il y a deux adultes (p et a). Nous notons W_p l'utilité parentale telle que $W_p = W_p(c_p^1, c_p^2, W_c(c_c))$, avec c_p^1 , c_p^2 et c_c respectivement la consommation de première période, la consommation de seconde période et celle des enfants devenus adultes. Nous supposons que chaque enfant au sein du ménage dispose d'une unité de temps qui est répartie entre l'école ($\gamma \in [0, 1]$) et le travail $(1 - \gamma)^4$. Etant donné le risque de décès de l'enfant, nous considérons le choix des parents en matière de scolarisation des enfants (γ) comme un choix de portefeuille entre un investissement sans risque (le travail des enfants) et un investissement risqué (la scolarisation), qui est évidemment plus profitable (selon le niveau du rendement de l'éducation).

Nous supposons l'utilité parentale ($W_p(\cdot)$) additivement séparable. Nous admettons en outre un certain altruisme des parents vis-à-vis de leurs enfants (altruisme unilatéral) et nous normalisons à zéro la consommation des enfants. Nous obtenons donc⁵ :

$$W_p(c_p^1, c_p^2, W_c(c_c)) \equiv U(c_p^1) + U(c_p^2) + \delta E[W_c(c_c)], \quad (1)$$

où U et W_c sont respectivement les fonctions d'utilité du parent et de l'enfant devenu adulte. Celles-ci sont strictement croissantes et concaves. Le paramètre δ est le degré d'altruisme qui induit le lien inter-générationnel. En l'absence de ce lien, les parents ne sont pas incités à investir dans l'éducation de leurs enfants⁶. Le risque de mortalité des enfants se traduit par l'espérance mathématique dans l'expression (1). Celle-ci s'exprime ainsi : $E[W_c(c_c)] = \phi W_c(c_c) + (1 - \phi) W_c(0)$, où le paramètre ϕ est la probabilité de survie des enfants, ou en

⁴Ce choix est fait par les parents, les enfants étant considérés comme trop jeunes pour prendre des décisions (de scolarisation) rationnelles (cf. Glomm (1997)).

⁵Nous notons $E[.]$ l'espérance mathématique.

⁶En outre, le facteur δ nous permet d'appréhender (au moins) implicitement un éventuel transfert des enfants devenus adultes vers leurs parents.

d'autres termes le taux de survie infanto-juvénile⁷. La normalisation de la fonction $W_c(\cdot)$ implique $W_c(0) = 0$. Une amélioration de l'état de santé se traduit naturellement par une réduction du risque. Dans la sous-section suivante, la probabilité (ϕ) sera déterminée par les dépenses publiques de santé.

En l'absence d'épargne et d'emprunt, la consommation correspond au revenu disponible à chaque période. En outre, suivant la littérature concernant le travail des enfants (*cf.* Basu (1999)), nous supposons un marché du travail concurrentiel. Nous ne considérons pas ici les éventuels problèmes de coordination sur ce marché entre offre et demande à l'origine du travail des enfants (*cf.* Basu et Van (1998)). Les salaires correspondent à la productivité marginale du travailleur concerné. Au cours de la première période, le revenu des ménages est égal à la somme du salaire des parents, noté w , et des revenus du (ou des) enfant(s), dw . Le paramètre $d (< 1)$ traduit la moindre productivité d'un enfant par rapport à un adulte (*cf.* Baland et Robinson (2000)). A ce revenu potentiel de première période, il convient de soustraire le coût d'opportunité de l'éducation des enfants ($-\gamma dw$) : le temps que les enfants passent à l'école (γ), n'est pas consacré au travail rémunéré au salaire dw . A la seconde période, les parents gagnent toujours w ⁸. En revanche, la rémunération des enfants devenus adultes dépend de leur investissement initial en éducation : un enfant qui a passé une fraction γ de son temps à l'école, perçoit un salaire égal à $(1 + \gamma e)w$. Le facteur $e (> 0)$ représente le rendement de l'éducation. Les consommations se résument donc ainsi :

$$c_p^1 \equiv (1 + d - \gamma d)w, \quad c_p^2 \equiv w, \quad \text{et} \quad c_c \equiv (1 + \gamma e)w. \quad (2)$$

Après substitution des consommations (2) dans la fonction d'utilité (1), le niveau d'équilibre d'éducation des enfants, noté γ^* , résulte du programme de maximisation suivant :

$$\gamma^* \equiv \arg \max_{\gamma \in [0,1]} \{U((1 + d - \gamma d)w) + U(w) + \delta \phi W_c((1 + \gamma e)w)\}. \quad (3)$$

⁷Chakraborty (2004) et Chakraborty et Das (2005) considèrent l'état de santé comme un facteur explicatif du taux d'escompte. Ici, nous supposons sans perte de généralité concernant notre propos, un taux d'escompte unitaire.

⁸L'hypothèse que les parents travaillent toujours en seconde période n'influence pas le niveau d'équilibre du travail des enfants. Deux alternatives seraient de supposer que les parents décèdent ou qu'ils ne travaillent plus à la deuxième période.

La Condition du Premier Ordre (CPO) nous fournit une solution implicite pour γ^* ⁹ :

$$-dU'((1+d-\gamma^*d)w) + \delta\phi eW'_c((1+\gamma^*e)w) = 0. \quad (4)$$

Nous obtenons l'arbitrage intertemporel traditionnel dans la littérature, déjà développé par Baland et Robinson (2000) : plus les parents investissent dans l'éducation de leurs enfants, moins leur revenu de première période est élevé. Ce sacrifice est récompensé en seconde période par une plus grande qualification de l'enfant devenu adulte et un revenu potentiel plus conséquent pour celui-ci.

1.2 L'intervention publique

La principale originalité de cet article est de considérer deux types d'intervention publique et leurs effets sur le travail des enfants : les dépenses publiques d'éducation d'une part et les dépenses publiques de santé d'autre part. Celles-ci sont souvent agrégées en tant que "dépenses sociales" dans la littérature, suggérant implicitement une substituabilité parfaite entre elles. Nous considérons ici un mécanisme spécifique à chaque type de dépenses publiques qui influencera le choix de scolarisation des enfants (γ^*). Nous admettons que les dépenses publiques d'éducation améliorent le rendement de l'éducation, augmentant ainsi la rentabilité de l'investissement en éducation. Les dépenses publiques de santé, pour leur part, permettent d'améliorer l'état de santé de la population et donc réduisent la probabilité de décès des enfants, diminuant ainsi le risque associé à l'investissement en éducation. De façon similaire à Chakraborty et Das (2005) qui établissent une relation positive entre la santé des parents et l'éducation des enfants, nous expliquons le travail des enfants par l'état de santé de la population. Celui-ci nous permet de considérer le caractère risqué de l'environnement, mesuré par le taux de survie des enfants de moins de cinq ans¹⁰.

L'efficacité des dépenses publiques en matière de santé que nous notons H , demeure discutée dans la littérature économique. Plusieurs études mesurant l'état de santé par la mortalité infantile (de 0 à 1 an) ou infanto-juvénile (de 0 à 5 ans) présentent des résultats divergents sur l'estimation de l'impact des dépenses de santé. D'une part, Anand et Ravallion (1993) montrent

⁹La condition du second ordre (CSO) est respectée grâce à la concavité supposée des fonctions $U(\cdot)$ et $W_c(\cdot)$.

¹⁰Cependant, à la différence de Chakraborty et Das (2005) pour qui la mortalité des adultes est fonction des dépenses privées de santé, nous nous concentrons ici sur la mortalité des enfants et sur l'impact des dépenses publiques de santé.

un effet bénéfique¹¹. D'autre part, Filmer, Hammer, et Pritchett (2000) concluent à un impact non significatif de la dépense publique de santé sur l'état de santé à partir d'une étude transversale de 100 pays. Enfin, Bidani et Ravallion (1997) comme Gupta, Verhoeven, et Tiongson (2001) mettent en évidence un impact positif sur l'état de santé des populations les plus pauvres, tandis qu'ils n'obtiennent aucun impact sur l'ensemble de la population. Contrairement à Strulik (2004), Chakraborty (2004) ou Chakraborty et Das (2005), nous nous concentrons sur les seules dépenses publiques, ignorant celles privées. En outre, nous limitons leur action à leur effet sur l'état de santé des enfants. Nous définissons ainsi la probabilité de survie des enfants comme une fonction des seules dépenses publiques de santé, plus formellement¹² : $\phi \equiv \phi(H)$. Nous supposons :

$$\phi(H) \in [0, 1], \quad \phi'(H) > 0, \quad \phi''(H) < 0, \quad \phi(0) = 0, \quad \lim_{H \rightarrow \infty} \phi(H) = 1. \quad (5)$$

Bien que d'importantes ressources privées soient allouées à l'éducation, leur part relative dans les dépenses totales d'éducation demeure très faible dans la plupart des pays (*cf.* Glomm (1997) ou Patrinos et Psacharopoulos (2004)). Les dépenses publiques d'éducation, notées E , sont ici considérées comme le seul moyen d'accroître le rendement de l'éducation ($e \equiv e(E)$). Elles permettent ainsi d'augmenter le salaire qualifié de seconde période. Pour un taux de survie donné, l'école sera d'autant plus attractive que le rendement de l'éducation sera élevé. Rosenzweig (1990) a montré comment des changements exogènes du taux de rendement de l'éducation favorisent l'investissement en éducation. Nous posons :

$$e'(E) > 0, \quad e''(E) < 0, \quad e(0) = 0. \quad (6)$$

Dans un premier temps, nous considérons que les ménages étudiés sont trop pauvres pour acquitter le prélèvement public nécessaire aux dépenses d'éducation et de santé. Celles-ci peuvent être financées par une source extérieure, telle que l'aide internationale au développement par exemple. Cette hypothèse nous permet d'étudier l'efficacité relative de chaque type d'intervention publique sans qu'interfère leur coût dans l'analyse. Nous notons γ_a^* l'allocation optimale en éducation lorsque le ménage est exempté de tout prélèvement public. Le programme de maxi-

¹¹Cependant, leur validation économétrique ne repose que sur 22 observations.

¹²Bien que l'éducation des mères ait un effet significatif sensible sur la santé des enfants, nous n'intégrons pas ce type d'interaction entre les dépenses publiques étudiées.

misation (3) devient :

$$\gamma_a^* \equiv \arg \max_{\gamma \in [0,1]} \{U((1+d-\gamma d)w) + U(w) + \delta \phi(H) W_c((1+\gamma e(E))w)\}. \quad (7)$$

La Condition du Premier Ordre est alors :

$$-dU'((1+d-\gamma_a^* d)w) + \delta \phi(H) e(E) W_c'((1+\gamma_a^* e(E))w) = 0. \quad (8)$$

Une analyse en termes de statique comparative nous permet d'étudier l'efficacité de chaque dépense publique. Nous notons respectivement $A(\cdot)$, l'aversion absolue au risque, et $R(\cdot)$, l'aversion relative au risque. Nous obtenons la proposition suivante :

Proposition 1 *Sous les hypothèses de notre modèle et sans aucun financement des dépenses publiques par les ménages, nous établissons que :*

(i) *les dépenses publiques d'éducation sont efficaces si et seulement si :*

$$1 - R((1+\gamma_a^* e(E))w) + wA((1+\gamma_a^* e(E))w) > 0,$$

(ii) *les dépenses publiques de santé sont toujours efficaces* $\left(\frac{\partial \gamma}{\partial H} \Big|_{\gamma_a^*} > 0 \right)$.

Démonstration : voir ANNEXE A1.

Lorsque le coût des dépenses publiques n'est pas intégré par les ménages, les dépenses de santé réduisent le travail des enfants ($1 - \gamma_a^*$) quelle que soit l'attitude des ménages vis-à-vis du risque. De plus, nous mettrons en évidence empiriquement que cet impact des dépenses de santé sur le travail des enfants est croissant avec le risque, ou en d'autres termes décroissant avec la probabilité de survie des enfants. En revanche, l'efficacité des dépenses publiques d'éducation est conditionnée à l'aversion relative et absolue au risque des ménages. L'expression $(1 - R(\cdot) + wA(\cdot))$ est courante dans la littérature concernant les choix de portefeuille, dès qu'est analysée la demande d'actif risqué (dans notre cas, l'éducation) lorsque le rendement de cet actif augmente (cf. Hadar et Seo (1990) ou Gollier (2001), PROPOSITION 9 page 60). Nous en déduisons qu'une aversion relative au risque inférieure à l'unité ($R(\cdot) < 1$) est une condition suffisante à l'efficacité des dépenses d'éducation.

L'évaluation de l'aversion au risque, en particulier l'aversion relative, demeure une question ouverte dans la littérature tant théorique qu'empirique. Initialement, Arrow (1965) déduit du principe de décroissance de l'utilité marginale la croissance de l'aversion relative au risque. Ce

postulat a été très tôt critiqué notamment par Stiglitz (1969). Parmi les nombreux travaux s'appuyant sur des enquêtes ou des expérimentations en laboratoire, nous pouvons citer Barsky, Juster, Kimball, et Shapiro (1997) qui soulignent l'hétérogénéité des paramètres des préférences individuelles et montrent notamment que l'aversion relative au risque est d'abord croissante puis décroissante lorsque le revenu de l'individu interrogé augmente¹³. Ce dernier résultat a été, à son tour, critiqué par Ogaki et Zhang (2001) qui relèvent que le questionnaire utilisé par Barsky, Juster, Kimball, et Shapiro (1997) ne permet pas de déceler les valeurs très élevées de l'aversion relative lorsque les individus sont pauvres. Ces auteurs montrent à partir de données Pakistanaïses que l'aversion relative est décroissante avec le revenu. Ce résultat vient confirmer l'analyse de Binswanger (1981), qui porte sur certains villages Indiens. Nous nous appuyons ici sur ces derniers auteurs et retenons l'hypothèse d'une aversion au risque des ménages décroissante avec le revenu. Nous tenterons ainsi d'établir empiriquement si les dépenses publiques d'éducation deviennent efficaces lorsque le revenu augmente.

Nous considérons maintenant que les dépenses publiques sont financées par un impôt à la première période suivant ainsi Barro (1990). Par souci de simplification, nous retenons une taxe par tête, notée T ¹⁴. La consommation nette de première période est alors : $c_p^1 - T$, où T vérifie l'équilibre budgétaire : $T = E + H$. Après intégration des dépenses publiques et des prélèvements fiscaux, la CPO (8) devient :

$$-dU'((1 + d - \gamma_p^* d)w - E - H) + \delta \phi(H) e(E) W_c'((1 + \gamma_p^* e(E))w) = 0, \quad (9)$$

où γ_p^* est le temps optimal que l'enfant passe à l'école, lorsque les dépenses publiques sont financées par un impôt forfaitaire, la contrainte budgétaire de l'Etat étant saturée. Une analyse en terme de statique comparative, similaire à celle menée sans les prélèvements obligatoires, nous permet d'établir la proposition suivante :

Proposition 2 *Sous les hypothèses de notre modèle et avec un prélèvement obligatoire forfaitaire par ménage, nous établissons que :*

(i) *les dépenses publiques d'éducation réduisent le travail des enfants si et seulement si :*

$$\left. \frac{\partial \gamma}{\partial E} \right|_{\gamma_p^*} > 0 \Leftrightarrow A((1 + d - \gamma_p^* d)w - E - H) < \frac{e'(E)}{e(E)} \left[\begin{array}{l} 1 - R((1 + \gamma_p^* e(E))w) \\ + wA((1 + \gamma_p^* e(E))w) \end{array} \right],$$

¹³Formellement, la fonction d'utilité serait initialement IRRA (Increasing Relative Risk Aversion) puis DRRA (Decreasing Relative Risk Aversion).

¹⁴Une taxe proportionnelle au revenu induirait des effets de substitution et de revenu supplémentaires qui compliqueraient davantage toute interprétation des résultats de statique comparative.

(ii) les dépenses publiques de santé réduisent le travail des enfants si et seulement si :

$$\left. \frac{\partial \gamma}{\partial H} \right|_{\gamma^*} > 0 \Leftrightarrow A((1+d-\gamma^*d)w - E - H) < \frac{\phi'(H)}{\phi(H)}.$$

Démonstration : voir ANNEXE A2.

Aux effets précédemment soulignés dans la PROPOSITION 1 s'ajoute maintenant le coût de financement des dépenses publiques à la première période. Ce coût introduit deux éléments supplémentaires : une aversion absolue au risque des ménages en première période ($A((1+d-\gamma^*d)w - E - H)$) et la productivité relative des dépenses d'éducation et de santé ($\frac{e'(E)}{e(E)}$ et $\frac{\phi'(H)}{\phi(H)}$). Pour que l'une des dépenses soit efficace, l'aversion absolue doit être modérée, inférieure à un seuil fonction de la productivité relative de la dépense concernée. L'apparition de l'aversion absolue au risque dans la PROPOSITION 2 s'explique par le lissage intertemporel induit par le prélèvement en première période pour financer une consommation publique à la seconde période. L'attitude des ménages à l'égard du risque détermine *in fine* l'efficacité de chaque type de dépenses sociales. Plusieurs scénarios sont alors possibles selon l'aversion au risque des ménages : (i) les dépenses de santé et d'éducation sont toutes deux efficaces ; (ii) aucune dépense sociale ne l'est ; (iii) seules les dépenses de santé sont efficaces ; (iv) seules les dépenses publiques d'éducation parviennent à réduire le travail des enfants. L'analyse économétrique qui suit nous permettra de trancher parmi ces différentes situations.

Avant de passer à l'analyse empirique, nous présentons dans le corollaire suivant deux conditions suffisantes qui permettent d'obtenir les solutions en coin, où le temps disponible de l'enfant est alloué intégralement soit à son éducation ($\gamma_a^* = 1$) soit au travail ($\gamma_a^* = 0$). Nous avons :

Corollaire 1 *Sous les hypothèses de notre modèle et sans prélèvement obligatoire, nous établissons que :*

(i) le temps disponible des enfants est totalement alloué au travail :

$$\frac{\phi(H)e(E)}{d} < \frac{U'((1+d)w)}{\delta W'_c(w)} \implies \gamma_a^* = 0, \quad (10)$$

(ii) le temps disponible des enfants est totalement alloué à l'éducation :

$$\frac{\phi(H)e(E)}{d} > \frac{U'(w)}{\delta W'_c((1+e(E))w)} \implies \gamma_a^* = 1. \quad (11)$$

Démonstration : voir ANNEXE A3.

Les conditions d'obtention des deux solutions en coin sont exprimées à partir du Taux Mar-

ginal de Substitution (TMS) des ménages entre la première et la seconde période (terme de droite des inégalités (10) et (11)). L'utilité marginale $W'_c(w)$ est naturellement pondérée par le degré d'altruisme inter-générationnel (δ). Ce TMS intertemporel est comparé à un seuil (terme de gauche) qui reflète l'efficacité des deux types de dépense rapporté à la productivité de l'enfant qui travaille en première période.

Lorsque tout le temps de l'enfant est alloué au travail ($\gamma_a^* = 0$), l'utilité marginale de première période est non seulement fonction (décroissante) du salaire de l'adulte (w), mais également du salaire de l'enfant (dw). L'utilité marginale de l'enfant devenu adulte dépend alors seulement du taux de salaire (w). Une condition suffisante pour $\gamma_a^* = 0$ est que le TMS soit supérieur au produit des outputs des deux types de dépense ($\phi(H)e(E)$) rapporté à la productivité de l'enfant (d). Toute augmentation de E ou de H pourrait permettre si elle est suffisante de sortir de cette solution¹⁵. De plus, nous pouvons établir sans ambiguïté que la réduction de la productivité des enfants, appréciée par d , rend la condition (10) plus difficile à tenir¹⁶.

Lorsque tout le temps de l'enfant est alloué à l'éducation ($\gamma_a^* = 1$), l'utilité marginale de première période ne dépend que du salaire de l'adulte (w). L'utilité marginale de l'enfant devenu adulte est à présent non seulement fonction du taux de salaire (w) mais également du rendement de l'éducation ($e(E)$). Une condition suffisante pour obtenir cette solution en coin est que le produit des outputs des deux types de dépense ($\phi(H)e(E)$) rapporté à la productivité de l'enfant (d) soit supérieur au TMS intertemporel. Alors que les dépenses de santé s'avèrent toujours efficaces pour atteindre cette solution en coin, il apparaît que le seul accroissement des dépenses d'éducation n'est pas suffisant, le rendement de l'éducation apparaissant simultanément au numérateur du terme de gauche et au dénominateur du terme de droite¹⁷.

¹⁵Notons qu'en présence d'un prélèvement obligatoire forfaitaire par ménage, les résultats deviennent plus ambigus :

$$\frac{\phi(H)e(E)}{d} < \frac{U'((1+d)w - E - H)}{\delta W'_c(w)} \implies \gamma_p^* = 0.$$

En effet, l'augmentation de E et de H induit un accroissement non seulement du seuil à gauche de l'inégalité mais également du TMS à droite. Dans ce cas, l'effet de la hausse des dépenses publiques d'éducation et/ou de santé est équivoque, lié à la condition sur l'aversion au risque des ménages précédemment établie. En revanche, l'amélioration du rendement de l'éducation ($e(E)$) ou de l'efficacité des dépenses de santé ($\phi(H)$), à niveau de dépense constant, permet d'accroître le seuil à gauche de l'inégalité et donc de sortir de cette solution de coin.

¹⁶Une question qui ne sera pas abordée ici, est de savoir si l'interdiction légale du travail des enfants affecte leur productivité (d).

¹⁷Comme précédemment, en présence d'un prélèvement obligatoire forfaitaire par ménage, les résultats deviennent plus ambigus, compte tenu de l'aversion au risque des ménages et du lissage inter-temporel qui en résulte :

$$\frac{\phi(H)e(E)}{d} > \frac{U'(w - E - H)}{\delta W'_c((1 + e(E))w)} \implies \gamma_p^* = 1,$$

L'analyse économétrique qui suit, menée au niveau des pays, ne nous permet pas de distinguer les ménages selon qu'ils financent ou non les dépenses publiques. Cette étude peut ainsi illustrer les deux propositions avancées au niveau théorique. Néanmoins, nous considérons que les ménages dont les enfants travaillent, ou ne peuvent être complètement scolarisés ($0 \leq \gamma < 1$), ne sont pas en mesure d'acquitter les impôts nécessaires au financement des dépenses sociales. En outre, pour les pays en développement étudiés, où le travail des enfants se révèle être important, l'aide internationale, sous forme de dons ou de prêts à taux réduits, constitue des ressources fiscales alternatives aux impôts. C'est pourquoi nous privilégierons la PROPOSITION 1 dans l'interprétation des régressions économétriques.

2 Analyse économétrique

Les données de panel que nous utilisons dans cette section, couvrent 66 pays en développement sur trois périodes de 5 ans (1986-1990, 1991-1995, 1996-2000). Le premier test concerne une hypothèse essentielle à notre propos : l'impact du niveau de risque sur l'arbitrage entre travail et scolarisation des enfants. Le deuxième test concerne directement la PROPOSITION 1. Il nous permet d'apprécier l'effet des dépenses publiques d'éducation et de santé sur le travail des enfants.

2.1 Le travail des enfants et leur probabilité de survie

Le travail des enfants est mesuré par le ratio du nombre d'enfants de 10 à 14 ans, membres de la population active, sur le nombre total d'enfants âgés entre 10 et 14 ans. Une hausse (diminution) de ce rapport reflète une modification de cet arbitrage favorable au travail (à la scolarisation). Une hypothèse essentielle de notre approche est de lier le travail des enfants au risque, approximé par l'état de santé : toute amélioration de l'état de santé reflète une diminution du degré de risque et devrait impliquer une baisse du travail des enfants.¹⁸

Selon la littérature en macroéconomie de la santé, l'un des indicateurs les plus fiables de l'état de santé¹⁹ est le taux de survie infanto-juvénile. Nous utilisons une transformation logistique de ce taux, plus appropriée que les spécifications *log - log* pour la mesure d'indicateurs de développement bornés tels que des taux de survie, d'alphabétisation, etc. (*cf.* Kakwani (1993),

¹⁸ Voir l'ANNEXE 2 pour les définitions et les sources des variables.

¹⁹ Voir par exemple World Health Organisation (2001).

Franses et Hobijn (2001), Grigoriou et Guillaumont (2003)). Nous considérons également le revenu, puisque le lien entre la pauvreté et le travail des enfants est largement établi dans la littérature (*cf.* Rosenzweig (1981), Labenne (1997), Grimsrud (2003)). Enfin, un effet fixe est introduit, permettant de contrôler l’hétérogénéité inobservable des pays constante dans le temps.

Nous testons l’équation suivante :

$$lc_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{it} + \alpha_2 csr_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it}, \quad (12)$$

où lc_{it} est la part des enfants de 10 à 14 ans membres de la population active (en logarithme) ; y_{it} est le PIB par tête en dollars constants de 1995 (en logarithme) ; csr_{it} est la transformation logistique du taux de survie infanto-juvénile ; η_i est l’effet fixe pays et ε_{it} le terme d’erreur qui possède les propriétés habituelles.

Insérer le tableau 1 ici

Une fois contrôlé pour le revenu, qui est approximé par le PIB par tête et dont l’impact s’avère significatif et négatif (comme attendu) et pour l’effet spécifique à chaque pays, il apparaît que toute amélioration de l’état de santé réduit sensiblement le travail des enfants. Ce résultat nous permet de justifier l’usage d’un modèle de choix de portefeuille dans notre développement théorique en validant l’hypothèse d’une forte corrélation entre le degré de risque et l’arbitrage entre travail et scolarisation.

2.2 L’arbitrage entre travail et scolarisation

L’impact de l’intervention publique en matière de santé et d’éducation est testé en introduisant successivement les dépenses publiques de santé et d’éducation rapportées au PIB (en logarithme) dans notre modèle. Nous notons respectivement he_{it} et ee_{it} les dépenses publiques de santé et celles d’éducation en pourcentage du PIB (en logarithme). L’impact des dépenses publiques de santé sur le travail des enfants est attendu négatif, une hausse de ces dépenses induisant une réduction du travail des enfants. C’est pourquoi la variable dépense publique de santé (he_{it}) est introduite à la fois de façon additive et multiplicative, croisée alors avec la variable csr_{it} . L’effet des dépenses publiques d’éducation (ee_{it}) est également attendu négatif, mais est conditionné par le degré d’aversion au risque des ménages (*cf.* PROPOSITION 1). En

supposant que les fonctions d'utilité soient de type DRRA, nous testons la relation (ii) de la PROPOSITION 1 en introduisant la dépense publique d'éducation non seulement de façon additive mais également multiplicative du revenu : plus le revenu par tête est élevé et plus l'aversion relative des ménages sera faible, les dépenses d'éducation pouvant alors devenir efficaces. Nous testons la régression suivante :

$$lc_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{it} + \alpha_2 csr_{it} + \alpha_3 he_{it} + \alpha_4 he_{it} csr_{it} + \alpha_5 ee_{it} + \alpha_6 ee_{it} y_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it}, \quad (13)$$

où η_i est l'effet fixe pays et ε_{it} le terme d'erreur. Les signes attendus des coefficients sont :

$$\alpha_1 < 0, \quad \alpha_2 < 0, \quad \alpha_3 < 0, \quad \alpha_4 > 0, \quad \alpha_5 < 0, \quad \alpha_6 < 0.$$

Nous obtenons les résultats suivants :

Insérer le tableau 2 ici

Au-delà de son impact sur la survie infanto-juvénile, les dépenses publiques de santé ont un effet significatif et négatif sur le travail des enfants, qui décroît avec l'amélioration de l'état de santé ($\alpha_3 < 0, \alpha_4 > 0$)²⁰. Ce résultat est robuste à l'introduction des dépenses d'éducation, additivement et/ou croisées avec la variable y_{it} . En revanche, considérer seulement les dépenses d'éducation de façon additive conduit à conclure à un impact non significatif²¹. Ce résultat est conforme à Patrinos et Psacharopoulos (2004), qui constatent que les dépenses publiques d'éducation n'ont pas permis d'améliorer le rendement de l'éducation, les considérant comme des "politiques d'éducation inadaptées". Conformément aux prédictions du modèle théorique (*cf.* PROPOSITION 1), nous mettons en évidence une relation non linéaire entre le travail des enfants et les dépenses d'éducation en introduisant cette dernière variable non seulement de façon additive mais également multiplicative du revenu par tête. Compte tenu de l'hypothèse d'une relation décroissante entre l'aversion au risque des ménages et le revenu par tête, les dépenses d'éducation permettent de réduire le travail des enfants lorsque le PIB par tête est suffisamment élevé²².

²⁰ Nous avons vérifié que le point de retournement se trouve au delà de l'échantillon.

²¹ Cette régression n'est pas présentée dans nos tableaux.

²² Avec $\alpha_5 > 0$ et $\alpha_6 < 0$, nous obtenons $\frac{\partial lc_{it}}{\partial ee_{it}} < 0$ dès que le PIB par tête est supérieur à $e^{\frac{0.177}{0.03}} = 365$, correspondant à une ligne de pauvreté de 1 dollar par jour et par habitant.

En résumé, nous avons mis en évidence une relation décroissante non linéaire entre les dépenses publiques de santé et d'éducation et le travail des enfants. L'impact des dépenses publiques de santé est d'autant plus fort que le niveau de risque (caractérisé par l'état de santé de la population) est élevé (faible). L'impact des dépenses publiques d'éducation est lui fonction de la perception du risque par les ménages et il est d'autant plus élevé que leur aversion est modérée, *i.e.* que les ménages sont riches.

2.3 Robustesse

2.3.1 Effet fixe et autocorrélation

L'utilisation de l'économétrie de panel avec l'introduction d'effets spécifiques à chaque pays (η_i) permet de contrôler pour l'hétérogénéité inobservable constante dans le temps. Par ailleurs, si la transformation en écart à la moyenne élimine une partie importante de l'autocorrélation potentielle, Wooldridge (2002) (p. 274) souligne l'éventualité d'une dépendance sérielle dans le terme d'erreur ε_{it} , les écarts-types de l'estimateur Within devenant biaisés. Suivant Drukker (2003), nous avons spécifié des écarts-types de Newey-West adaptés à l'utilisation de modèles à effets fixes afin de corriger la structure hétéroscédastique et autocorrélée du terme d'erreur.

2.3.2 Tests de stabilité et forme fonctionnelle

Il existe peu de données sur la répartition entre dépenses d'éducation publiques et privées ou encore sur le taux de scolarisation publique ou privé. A partir des données de Glomm (1997), nous testons la stabilité de notre modèle en recourant à la forme réduite du test de Chow. Selon ces données, cinq pays de notre échantillon²³ ont des dépenses privées d'éducation représentant plus de cinquante pour cent de la dépense totale en éducation. En outre, dans quatre autres pays²⁴ de notre échantillon le taux de scolarisation privée représente plus de la moitié du taux de scolarisation total. La stabilité du modèle est testée sur les pays ayant le taux de dépense le plus élevé, puis sur ceux ayant le taux de scolarisation privé le plus élevé, et enfin sur les deux types de pays. Aucun de ces tests n'induit le rejet de l'hypothèse de stabilité des coefficients de notre modèle. Par ailleurs la forme fonctionnelle de nos estimations est confrontée à un test de

²³Honduras, Inde, Panama, Thaïlande et Venezuela au cours des années 1970 (1970-1980).

²⁴Cameroun, Lesotho, Swaziland, Zimbabwe (1965-1979).

Ramsey-Reset qui ne nous permet pas de rejeter l'hypothèse de bonne spécification²⁵.

2.3.3 Causalité inverse

Une critique potentielle de notre analyse économétrique serait une éventuelle relation causale inverse entre les dépenses d'éducation et le travail des enfants, qui induirait un biais de simultanéité, et donc un problème d'endogénéité. Le niveau des dépenses d'éducation est en effet susceptible d'être d'autant plus élevé (faible) que le niveau de travail des enfants est réduit (élevé). Cependant, il nous semble évident dans le contexte d'économies en développement, que l'offre, en particulier l'offre publique d'éducation ou de santé, constitue la contrainte. La relation causale part donc de l'offre vers la demande et non l'inverse.

3 Conclusion

Cet article analyse les effets des dépenses d'éducation et de santé sur le travail des enfants. La décision des ménages entre faire travailler leur(s) enfant(s) ou les scolariser est présentée comme un choix de portefeuille, l'éducation étant l'investissement risqué. Chaque type de dépense publique a son propre mécanisme de transmission qui influence cet arbitrage dans le risque : les dépenses d'éducation améliorent le rendement de l'investissement (en éducation) alors que les dépenses de santé réduisent le risque associé à cet investissement. Nous concluons tant sur le plan théorique qu'empirique à l'efficacité des dépenses publiques de santé pour réduire le travail des enfants. En outre, il apparaît empiriquement que cette efficacité est d'autant plus grande que l'environnement est risqué. En revanche, celle des dépenses d'éducation impose une attitude modérée des ménages à l'égard du risque. Sous l'hypothèse de fonctions d'utilité DRRA, les dépenses de santé réduisent le travail des enfants lorsque les ménages sont suffisamment riches. La prise en compte d'un impôt permettant le financement des dépenses sociales modifie les conclusions précédentes en y ajoutant l'effet de lissage intertemporel habituel lorsqu'une taxe actuelle finance des dépenses futures.

La simplicité de notre modèle initial doit naturellement nous amener à tempérer la portée de notre analyse. Néanmoins, il ne nous semble guère réaliste de considérer les dépenses publiques sociales comme de simples substituts. En termes de réduction du travail des enfants,

²⁵Sous l'hypothèse nulle d'une bonne spécification du modèle, le test de Ramsey-Reset nous donne un risque de première espèce de 0,75 (avec un F calculé de $F_{169}^3 = 0,40$). Nous ne pouvons donc pas rejeter l'hypothèse de bonne spécification du modèle.

nous soutenons que les dépenses publiques de santé peuvent être considérées comme prioritaires sur les dépenses publiques d'éducation ou au moins de même importance que ces dernières. Cette conclusion nous paraît d'autant plus cruciale que le GRAPHIQUE 1 présenté en introduction montre un déséquilibre systématique des dépenses sociales au profit de l'éducation et au détriment de la santé. Un développement de ce travail consisterait à expliquer l'origine de ce déséquilibre. Un second serait de déterminer la composition optimale des dépenses publiques susceptible de minimiser le travail des enfants pour un niveau de prélèvement fiscal donné.

Références

- ANAND, S., ET M. RAVALLION (1993) : “Human Development in Poor Countries : On the Role of the Private Incomes and Public Services,” *Journal of Economic Perspectives*, 7, 133–150.
- ARROW, K. J. (1965) : *Aspects of the Theory of Risk-Bearing*. Yrjö Hahnsson Foundation, Helsinki.
- BALAND, J.-M., ET J. A. ROBINSON (2000) : “Is Child Labor Inefficient ?,” *Journal of Political Economy*, 108, 663–679.
- BARRO, R. J. (1990) : “Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth,” *Journal of Political Economy*, 98, 103–125.
- BARSKY, R. B., F. T. JUSTER, M. S. KIMBALL, ET M. D. SHAPIRO (1997) : “Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity : An Experimental Approach in the Health and Retirement Study,” *The Quarterly Journal of Economics*, 112, 537–79.
- BASU, K. (1999) : “Child Labor : Cause, Consequence, and Cure, with Remarks on International Labor Standards,” *Journal of Economic Literature*, 37, 1083–1119.
- BASU, K., ET P. H. VAN (1998) : “The Economics of Child Labor,” *American Economic Review*, 88, 412–427.
- BIDANI, B., ET M. RAVALLION (1997) : “Decomposing Social Indicators Using Distributional Data,” *Journal of Econometrics*, 77, 125–139.
- BINSWANGER, H. (1981) : “Attitudes towards Risk : Theoretical Implications of an Experimental Study in rural India,” *Economic Journal*, 91, 867–890.
- BURGESS, R., ET N. STERN (1993) : “Taxation and Development,” *Journal of Economic Literature*, 31, 762–830.
- CHAKRABORTY, S. (2004) : “Endogeneous Lifetime and Economic Growth,” *Journal of Economic Theory*, 116, 119–137.
- CHAKRABORTY, S., ET M. DAS (2005) : “Mortality, Fertility and Child Labor,” *Economics Letters*, 86, 273–278.
- DESSY, S. E., ET S. PALLAGE (2001) : “Child Labor and Coordination Failures,” *Journal of Development Economics*, 65, 469–476.

- (2005) : “A Theory of the Worst Forms of Child Labour,” *Economic Journal*, 115, 68–87.
- DEVARAJAN, S., V. SWAROOP, ET H. ZOU (1996) : “The Composition of Public Expenditure and Economic Growth,” *Journal of Monetary Economics*, 37, 313–344.
- DRUKKER, D. (2003) : “Testing for Serial Correlation in Linear Panel-Data Models,” *Stata Journal*, 3, 168–177.
- FILMER, D., J. HAMMER, ET L. PRITCHETT (2000) : “Weak Links in the Chain : A Diagnosis of Health Policy in Poor Countries,” *World Bank Research Observer*, 15, 199–224.
- FRANSES, P., ET B. HOBIJN (2001) : “Are Living Standard Converging?,” *Structural change and Economic Dynamics*, 12, 171–200.
- GLOMM, G. (1997) : “Parental Choice of Human Capital Investment,” *Journal of Development Economics*, 53, 99–114.
- GOLLIER, C. (2001) : *The Economics of Risk and Time*. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- GRIGORIOU, C., ET P. GUILLAUMONT (2003) : “A Dynamic Child Survival Function : Natural Convergence and Economic Policy,” *Etudes et Documents du CERDI* (33), 29p.
- GRIMSRUD, B. (2003) : “Millenium Development Goals and Child Labour,” Understanding Children’s Work Project, UNICEF.
- GUPTA, S., M. VERHOEVEN, ET E. TIONGSON (2001) : “Public Spending on Health Care and the Poor,” IMF Working Paper, WP/01/127.
- HADAR, J., ET T. K. SEO (1990) : “The Effects of Shifts in a Return Distribution on Optimal Portfolios,” *International Economic Review*, 31, 721–736.
- KAKWANI, N. (1993) : “Performance in Living Standards : An International Comparison,” *Journal of Development Economics*, 41, 307–336.
- LABENNE, S. (1997) : “The Determinants of Child Labor in India,” Manuscript. Namur, Belgium : Univ. Namur, Center Res. Econ. Development.
- OGAKI, M., ET Q. ZHANG (2001) : “Decreasing Relative Risk Aversion and Tests of Risk Sharing,” *Econometrica*, 69, 515–526.
- OIT (2002) : *Every Child Counts- New Global Estimates on Child Labour*. International Program on the Elimination of Child Labour (IPEC).

- PATRINOS, H.-A., ET G. PSACHAROPOULOS (2004) : “Returns to Investment in Education : A Further Updatde,” *Education Economics*, 12, 111–134.
- ROSENZWEIG, M. (1981) : “Household and Non-Household Activities of Youths : Issues of Modelling, Data and Estimation Strategies,” dans *Child Work, Poverty and Underdevelopment*, ed. G. Rodgers, et G. Standing, Geneva. ILO.
- (1990) : “Economic Growth and Human Capital Investments : Theory and Evidence,” *Journal of Political Economy*, 53, 202–211.
- SEN, A. (1998) : “Mortality as an indicator of economic success and failure,” *The Economic Journal*, 108, 1–25.
- STIGLITZ, J. E. (1969) : “The Effects of Income, Wealth, and Capital Gains Taxation on Risk-taking,” *The Quarterly Journal of Economics*, 83, 263–283.
- STRULIK, H. (2004) : “Child Mortality, Child Labour, and Economic Development,” *Economic Journal*, 114, 547–568.
- WOOLDRIDGE, J. (2002) : *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge, MA.
- WORLD BANK (2004) : *the World Development Indicators 2004, CD-ROM*.
- WORLD HEALTH ORGANISATION (2001) : *Macroeconomics and Health : Investing in Health for Economic Development*. Geneva, available at <http://www.cid.harvard.edu/cidcmh/CMHReport.pdf>.

A Annexes

A.1 Proposition 1

Par application du théorème des fonctions implicites et différenciation de l'équation (8) par rapport à H , nous obtenons :

$$\left. \frac{\partial \gamma}{\partial E} \right|_{\gamma_a^*} = - \frac{\delta \phi(H) e'(E)}{CSO'} (W'_c((1 + \gamma_a^* e(E)) w) + \gamma_a^* e(E) w W''_c((1 + \gamma_a^* e(E)) w)), \quad (14)$$

où le dénominateur, noté CSO' , est la Condition du Second Ordre du programme (7). De la CPO (8), nous déduisons :

$$\frac{d}{\delta \phi(H) e(E)} U'((1 + d - \gamma_a^* d) w) = W'_c((1 + \gamma_a^* e(E)) w). \quad (15)$$

En utilisant (15) dans (14) et en divisant par $W'_c((1 + \gamma_a^* e(E)) w) (> 0)$, nous concluons :

$$\text{sign} \left(\left. \frac{\partial \gamma}{\partial E} \right|_{\gamma_a^*} \right) = \text{sign} (1 - R((1 + \gamma_a^* e(E)) w) + wA((1 + \gamma_a^* e(E)) w)).$$

où $R(\cdot)$ est l'aversion relative au risque et $A(\cdot)$ l'aversion absolue au risque²⁶.

De façon similaire, la différenciation de (8) par rapport à H implique :

$$\left. \frac{\partial \gamma}{\partial H} \right|_{\gamma_a^*} = - \frac{\delta \phi'(H) e(E) W'_c((1 + \gamma_a^* e(E)) w)}{CSO'} > 0.$$

A.2 Proposition 2

Nous appliquons une méthode identique à celle précédemment développée pour établir la PROPOSITION 2. La différenciation de (9) par rapport à E nous donne :

$$\left. \frac{\partial \gamma}{\partial E} \right|_{\gamma_p^*} = - \frac{dU''((1 + d - \gamma_p^* d) w - E - H) + \delta \phi(H) e'(E) \left[\frac{W'_c((1 + \gamma_p^* e(E)) w)}{+ e(E) \gamma_p^* w W''_c((1 + \gamma_p^* e(E)) w)} \right]}{CSO''}, \quad (16)$$

où $CSO'' (< 0)$, correspond à la Condition du second Ordre du programme de maximisation concerné (*i.e.* celui avec une taxe forfaitaire). En utilisant (9), l'expression (16) est alors équivalente à :

$$\left. \frac{\partial \gamma}{\partial E} \right|_{\gamma_p^*} = - \frac{\delta \phi(H) e(E)}{CSO''} \left(\frac{U''((1 + d - \gamma_p^* d) w - E - H)}{U'((1 + d - \gamma_p^* d) w - E - H)} + \frac{e'(E)}{e(E)} \left[1 + e(E) \gamma_p^* w \frac{W''_c((1 + \gamma_p^* e(E)) w)}{W'_c((1 + \gamma_p^* e(E)) w)} \right] \right)$$

Nous en déduisons :

$$\text{sign} \left(\left. \frac{\partial \gamma}{\partial E} \right|_{\gamma_p^*} \right) = \text{sign} \left(-A((1 + d - \gamma_p^* d) w - E - H) + \frac{e'(E)}{e(E)} \left[\frac{1 - R((1 + \gamma_p^* e(E)) w)}{+ wA((1 + \gamma_p^* e(E)) w)} \right] \right)$$

De même, nous avons :

$$\left. \frac{\partial \gamma}{\partial H} \right|_{\gamma_p^*} = - \frac{dU''((1 + d - \gamma_p^* d) w - E - H) + \delta \phi'(H) e(E) W'_c((1 + \gamma_p^* e(E)) w)}{CSO''},$$

qui devient avec (9) :

$$\text{sign} \left(\left. \frac{\partial \gamma}{\partial H} \right|_{\gamma_p^*} \right) = \text{sign} \left(\frac{\phi'(H)}{\phi(H)} - A((1 + d - \gamma_p^* d) w - E - H) \right).$$

²⁶ Nous avons : $A(x) = -\frac{u''(x)}{u'(x)}$ et $R(x) = -x \frac{u''(x)}{u'(x)}$.

A.3 Corollaire 1

De la Condition du Premier Ordre (9), nous pouvons en déduire deux conditions pour les deux solutions en coin possibles : $\gamma_p^* = 1$ et $\gamma_p^* = 0$. Nous avons :

$$\begin{aligned} \forall \gamma \in [0, 1], \quad & \frac{\partial W_p(c_p^1, c_p^2, W_c(c_c))}{\partial \gamma} \geq 0 \\ \Leftrightarrow \frac{\phi(H)e(E)}{d} & \geq \frac{U'((1+d-\gamma^*d)w-E-H)}{\delta W'_c((1+\gamma^*e(E))w)}. \end{aligned}$$

Nous notons :

$$f(\gamma; w, d, \delta, E, H) \equiv \frac{U'((1+d-\gamma d)w-E-H)}{\delta W'_c((1+\gamma e(E))w)}.$$

De la définition de $f(\gamma_p^*; \cdot)$ et de la concavité des fonctions $U(\cdot)$ et $W_c(\cdot)$, nous en déduisons : $\frac{\partial f(\gamma; w, d, \delta, E, H)}{\partial \gamma} > 0$. Donc,

$$\forall \gamma \in [0, 1], \quad f(\gamma; w, d, \delta, E, H) < f(1; w, d, \delta, E, H) = \frac{U'(w-E-H)}{\delta W'_c((1+e(E))w)}$$

Une condition suffisante pour obtenir la solution en coin $\gamma_p^* = 1$ est donc :

$$\frac{\delta \phi(H)e(E)}{d} > \frac{U'(w-E-H)}{\delta W'_c((1+e(E))w)}.$$

De façon similaire, nous établissons :

$$\forall \gamma \in [0, 1], \quad f(\gamma; w, d, \delta, E, H) > f(0; w, d, \delta, E, H) = \frac{U'(w-E-H)}{\delta W'_c((1+e(E))w)}$$

$$\frac{\phi(H)e(E)}{d} < \frac{U'((1+d)w-E-H)}{\delta W'_c(w)} \implies \gamma_p^* = 0.$$

En posant $T = 0$, nous en déduisons immédiatement les inégalités (10) et (11) du COROLLAIRE 1.

A.4 Liste des pays

Algérie ; Argentine ; Bahrain ; Bangladesh ; Barbades ; Belize ; Bénin ; Bolivie ; Botswana ; Brésil ; Burkina Faso ; Cambodge ; Cameroun ; Tchad ; Chili ; Chine ; Colombie ; Comores ; Côte d'Ivoire ; République Dominicaine ; Equateur ; Egypte ; Rep. Arab ; El Salvador ; Ethiopie ; Guatemala ; Honduras ; Inde ; Iran ; Jamaïque ; Jordanie ; Kenya ; Koweït ; Lesotho ; Malaisie ; Maldives ; Mali ; Mauritanie ; Maurice ; Mexique ; Mongolie ; Maroc ; Mozambique ; Namibie ; Nepal ; Nicaragua ; Niger ; Nigeria ; Oman ; Panama ; Paraguay ; Pérou ; Philippines ; Arabie Saoudite ; Sénégal ; Afrique du Sud ; Sri Lanka ; Swaziland ; Syrie ; Thaïlande ; Trinidad et Tobago ; Tunisie ; Turquie ; Emirats-Arabes-Unis ; Venezuela RB ; Zambie ; Zimbabwe.

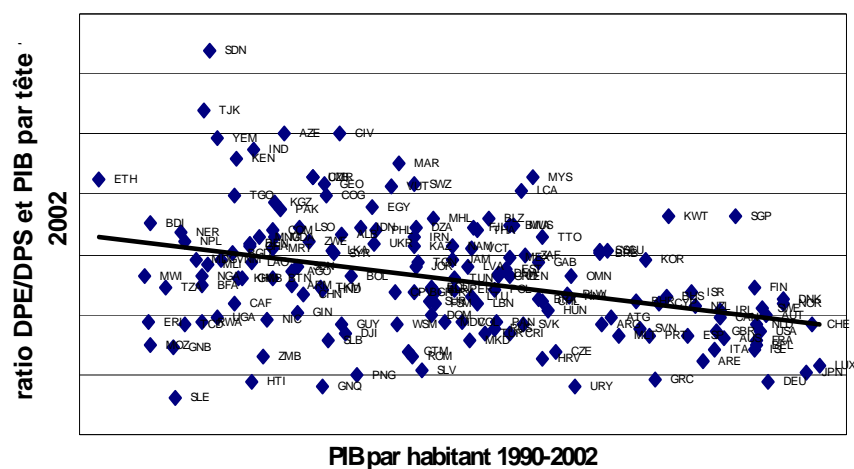
A.5 Définitions et sources des données

TAB. 1 – Définitions et Source des Données

Variables	Définition	Source des données
lc_{it}	Part des 10-14 ans dans la population active (en logarithmes)	World Bank (2004)
y_{it}	PIB par tête en dollars constants 1995 (en logarithmes)	World Bank (2004)
csr_{it}	Transformation logistique de la survie infanto-juvénile ($=\ln(\frac{childsurvival}{1-childsurvival})$)	World Health Organisation (2001)
he_{it}	Dépenses publiques de santé en pourcentage du PIB (en logarithmes)	Fiscal affairs department, IMF
ee_{it}	Dépenses publiques d'éducation en pourcentage du PIB (en logarithmes)	Fiscal affairs department, IMF

B Graphique et tableaux

Graphique 1- DPE/DPS et PIB par tête



TAB. 2 – Travail des Enfants, Mortalité Infanto-Juvenile et Degré de Risque

La variable dépendante est le travail des enfants (en log)	
	(3)
y_{it}	-0.05*** (0.00)
csr_{it}	-0.03*** (0.00)
Constant	-0.53*** (0.00)
R ² -Within	0.36
Observations	179
Pays	66
***, ** et * représentent respectivement des seuils de 1, 5 et 10%	
les p-values sont indiquées entre parenthèses sous les coefficients	

Estimateur Within avec Ecart-types Robustes avec correction de Newey-West

TAB. 3 – Travail des Enfants, Survie Infanto-Juvenile et Dépenses Sociales

La variable dépendante est le travail des enfants (en log)		
	(4)	(5)
y_{it}	-0.04*** (0.00)	0.004 (0.79)
csr_{it}	-0.05*** (0.00)	-0.05*** (0.00)
he_{it}	-0.05*** (0.01)	-0.08*** (0.00)
$csr_{it}.he_{it}$	0.01*** (0.01)	0.03*** (0.00)
ee_{it}	-0.01 (0.35)	0.18*** (0.00)
$ee_{it}.y_{it}$		-0.03*** (0.00)
Constante	0.50*** (0.00)	0.25*** (0.00)
R ² (ajusté)	0.43	0.48
Observations	179	179
Pays	66	66
***, ** et * représentent respectivement des seuils de 1, 5 et 10%		
les p-values sont indiquées entre parenthèses sous les coefficients		

Estimateur Within, Ecart-types robustes avec correction de Newey-West