

Impact de la structure familiale sur les décisions parentales de mise au travail des enfants : le cas du Brésil¹

Christelle DUMAS²

JEL Classification: D1, I29, J24.

Keywords: Human capital investment, sibling rivalry, child labor.

Cet article met en évidence l'impact de la structure familiale sur les choix de scolarisation et de travail (domestique et non domestique) des enfants. Nous montrons que la composition par sexe de la fratrie est un déterminant important de la décision de travail et que la naissance d'un enfant a un impact sur les autres enfants qui dépend de leur sexe et leur rang. Nous discutons les arguments qui permettent d'expliquer l'existence de tels phénomènes: interactions directes entre les enfants ou interactions via la contrainte de liquidité.

We show that family composition has a strong effect on child school and labor participation. We focus on the impact of sibling sex composition on non domestic labor and point out the existence of "sibling rivalry"; the birth of a child has different effects among its siblings, depending on their sex and their rank. We discuss the arguments explaining such phenomena: direct interactions between children or interactions due to a liquidity constraint?

1. Je tiens à remercier Simon Cauchemez pour sa participation, ainsi que Sylvie Lambert, Antoine Bommier, Pierre-Emmanuel Couralet, Magda Tomasini et Jean-Claude Berthélémy pour leurs conseils et commentaires. Je reste bien entendu seule responsable des erreurs ou omissions qui pourraient subsister.

2. CREST, 15 bd Gabriel Péri, 92245 Malakoff Cedex, France. Tel: (33-0) 1.41.17.59.02. E-mail: dumas@ensae.fr

1 Introduction

La littérature portant sur la scolarisation et le travail des enfants dans les pays en développement est aujourd'hui relativement abondante. Ceci est dû au fait que de nombreux pays sont confrontés à ce problème, et qu'il est nécessaire de connaître les déterminants des décisions de travail et de scolarisation pour mettre en place des politiques efficaces. Le recours à des politiques de lutte est aussi motivé par le fait que le travail des enfants peut avoir des conséquences en terme de perpétuation de la pauvreté et d'accumulation du capital humain.

Selon le modèle développé par Becker (1991), les décisions d'investissement en capital humain sont prises en fonction de leurs rendements perçus. Cependant, une grande part de la variation des investissements en capital humain reste inexpliquée et de nombreuses études s'intéressent aux autres déterminants de la demande d'éducation des ménages.

La structure familiale est un déterminant important des décisions de scolarisation. Les articles de Butcher et Case (1994), Garg et Morduch (1998), Parish et Willis (1993) s'intéressent notamment à l'impact de la répartition par sexe des enfants d'une même famille sur les décisions de scolarisation pour ces enfants. Garg et Morduch (1998), dans une étude sur le Ghana, montrent que la probabilité d'entrer dans le secondaire augmente de 50% si l'on passe d'une fratrie composée uniquement de frères à une fratrie composée uniquement de soeurs. Butcher et Case (1994) montrent qu'aux États-Unis la composition par sexe de la fratrie a un impact sur le niveau d'éducation atteint par les femmes mais pas par les hommes: la présence de soeurs nuit au niveau d'études atteint par les femmes.

Certains modèles théoriques expliquent l'inter-dépendance des décisions de scolarisation pour les enfants d'un même ménage. Deux familles de modèles s'opposent: ceux qui font apparaître des interactions directes entre les enfants et ceux où il n'y a pas d'interactions directes mais où l'effet passe par une

contrainte de liquidité.

Les interactions directes entre enfants peuvent apparaître si la forme des préférences des parents est particulière (par exemple, les parents ont une préférence pour l'égalité entre sexe et effectuent leurs choix en tenant compte du niveau d'éducation atteint par les autres enfants, voir Butcher et Case (1994)) ou si la fonction de production d'un enfant dépend de la présence des autres (enfants complémentaires ou substituts dans le travail).

Lorsqu'on n'introduit pas d'interactions directes entre les enfants, la composition de la fratrie peut avoir un impact si le ménage est soumis à une contrainte de liquidité. L'effet d'un enfant supplémentaire s'apparente alors à un effet revenu. On observera un effet de la composition par sexe de la fratrie si les parents n'investissent pas de la même façon sur les garçons et les filles. Cette différence d'investissement peut être justifiée par une différence du coût de la scolarisation (et notamment du coût d'opportunité qui est le salaire non perçu pour les heures où l'enfant va à l'école) et/ou une différence de rendements de l'éducation.

Nous montrons dans cet article que la structure familiale a un impact important sur les décisions de travail, de travail domestique et de scolarisation. L'impact est nettement plus important en milieu rural qu'en milieu urbain, laissant supposer que les enfants sont plus intégrés à l'activité familiale à la campagne qu'en ville. Nous mettons aussi en évidence le fait que la naissance d'une fille a un impact sur les décisions de travail pour ses soeurs, tandis que la naissance d'un garçon touche les décisions de travail pour ses frères. Il semblerait que ces effets soient dûs à une contrainte de liquidité en milieu rural et à des phénomènes de complémentarité des enfants dans le travail en milieu urbain.

Dans un premier temps, nous exposons brièvement le problème du travail des enfants au Brésil (section 2) et nous présentons les données utilisées (section 3); puis, nous estimons les décisions d'allocation du temps de l'enfant (section 4.1), la décision de commencer à travailler (section 4.2) et enfin, nous proposons une méthode pour départager les différents modèles qui expliquent l'existence d'interactions entre les enfants (section 4.3).

2 Le cas du Brésil

Le Brésil a incontestablement fait d'énormes progrès en matière d'éducation dans la dernière décennie. Ceci est le fruit d'un ensemble de politiques qui touchent à la fois l'éducation et le travail des enfants.

L'éducation est obligatoire pour les enfants de 7 à 14 ans et l'enseignement public est gratuit à tous les niveaux (le coût de la scolarisation est donc essentiellement le coût associé au non-travail). Les politiques éducatives ont été recentrées sur le primaire (plus de la moitié des dépenses allouées à l'éducation sont consacrées au primaire) et le taux de scolarisation y a considérablement augmenté. Le taux d'illettrisme des plus de 15 ans est ainsi passé de 34% à 15% entre 1970 et 2000. Cependant, le faible nombre de places dans les établissements du secondaire et du tertiaire, le taux de redoublement élevé et le manque d'assiduité font que les niveaux supérieurs ne restent que faiblement fréquentés (moins de 40% pour le tertiaire). Ainsi, malgré ses progrès, le Brésil a des performances inférieures à la moyenne en Amérique Latine en matière d'éducation et d'illettrisme.

Une des clefs du problème est que le Brésil est un pays très inégalitaire³: les 10% les plus riches détiennent 47% du revenu du pays et 9% de la population vit avec moins de un dollar par jour. On observe ainsi d'énormes différences de scolarisation suivant les régions. Dans le sud, le taux de scolarisation est proche de celui des pays développés, tandis que dans le nord, il s'apparente plutôt à celui des pays les plus pauvres.

Le problème du travail des enfants est préoccupant au Brésil. En 1996, on estimait à 7,5 millions le nombre d'enfants qui travaillent: 12% de la population active est constituée de mineurs. En décembre 2000, le gouvernement brésilien reconnaît que le travail des enfants est un des principaux vecteurs de perpétuation de la pauvreté. Il a ainsi signé la convention de l'OIT n°182 qui interdit tout travail en-dessous de 16 ans (à l'exception des apprentis autorisés

3. L'indice de Gini vaut 59 et place le Brésil au rang de pays le plus inégalitaire du monde.

à partir de 14 ans) et mis en place plusieurs programmes qui visent à diminuer ce travail et à augmenter la fréquentation de l'école. Les mesures adoptées sont notamment des aides financières dans les régions les plus pauvres aux parents dont les enfants vont à l'école, une amélioration de la qualité de l'école et une augmentation des activités extra-scolaires. Ces mesures semblent avoir eu un effet puisqu'on estime qu'entre 1993 et 1998 le nombre de travailleurs enfants a diminué de 2,9 millions.

Malgré ces progrès, les problèmes soulevés par le travail des enfants (le travail lui-même et ses conséquences en terme de pauvreté et de scolarisation) justifient que l'on s'intéresse de près aux déterminants de l'offre de travail des enfants.

3 Les données brésiliennes

La base de données utilisée s'appelle *Pesquisa Sobre Padroões de Vida*; elle a été collectée en 1996-97 par IBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Il s'agit de données brésiliennes, construites sur le modèle des données LSMS de la Banque Mondiale; les informations sont collectées par ménage et portent notamment sur l'emploi du temps de chacun de ses membres. Nous disposons d'un échantillon de 4668 ménages et de 4560 enfants de 5 à 15 ans, dont 71% vivent en zone urbaine et 29% en zone rurale.

3.1 Faits stylisés

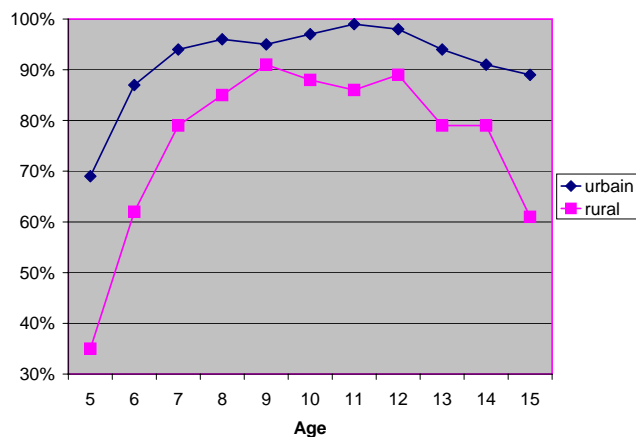
Le travail des enfants est nettement plus important en milieu rural qu'en milieu urbain et il est accompagné d'une plus faible scolarisation (TAB. 1).

TAB. 1 – *Type d'activités par milieu*

	Urbain	Rural
Est scolarisé	92%	77%
Effectue du travail	6%	23%
Effectue du travail domestique	35%	50%

On peut également remarquer (FIG. 1 et FIG. 2) que les enfants des villes sont scolarisés plus tôt que ceux des campagnes et leur présence à l'école est

FIG. 1 – *Proportion d'enfants qui vont à l'école*



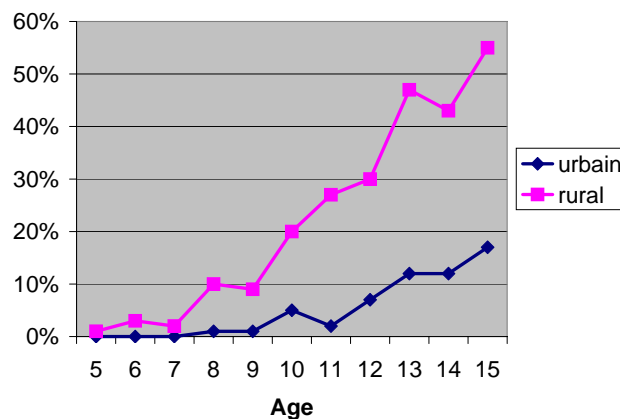
plus stable: pour les enfants de 7 à 13 ans, le taux de scolarisation en ville reste confiné entre 94% et 98%. Les départs de l'école à partir de l'âge de 13 ans sont nettement plus importants à la campagne qu'en ville: entre les âges de 12 et 15 ans, il y a une chute du taux de scolarisation de 28% à la campagne, contre 9% en ville.

Il n'y a pas de discrimination des filles en ce qui concerne leur scolarisation: en milieu urbain, comme en milieu rural, les taux de scolarisation des garçons et des filles sont identiques. En revanche, l'affectation d'un enfant à un travail donné dépend de son sexe. Les filles sont davantage concernées par le travail domestique: il y a à peu près deux fois plus de filles que de garçons qui effectuent des tâches ménagères alors que les garçons sont deux fois plus affectés à des emplois extérieurs.

En milieu rural, la majorité des enfants ne sont pas rémunérés (76%) car ils travaillent dans l'entreprise familiale⁴. En ville, les emplois salariés sont prédominants (59%) et les emplois indépendants, qui étaient inexistantes à la campagne, ont une part non négligeable (15%); seuls 29% des enfants effectuent des travaux non rémunérés. Globalement, on observe que le travail rémunéré est

⁴. Ces deux variables sont très étroitement corrélées: parmi les enfants qui travaillent dans des entreprises familiales, seulement 5% sont rémunérés; seuls 9% des enfants qui ne sont pas rémunérés travaillent en dehors de l'entreprise familiale.

FIG. 2 – *Proportion d'enfants qui travaillent*



pratiquement inexistant chez les enfants de moins de 13 ans, mais qu'il prend de plus en plus d'ampleur à partir de 13 ans, au détriment du travail non rémunéré. Enfin, les garçons sont davantage orientés vers le travail non rémunéré et les filles vers le travail salarié.

Pour les enfants qui travaillent, la distribution des heures de travail est à peu près la même en milieu rural et en milieu urbain. Le nombre d'heures de travail dépend davantage de la nature du travail que de l'âge ou de la localité. La moyenne d'heures de travail des enfants non rémunérés est de 23 heures; elle est de l'ordre de 35 heures pour les enfants salariés. Parmi les enfants qui font du travail domestique, les filles y passent plus de temps: les garçons effectuent en moyenne 1,6 heures par jour, quel que soit le milieu, tandis que les filles effectuent 2,6 heures en milieu urbain et 2,9 heures en milieu rural.

Ces différences de rythme de travail expliquent en partie pourquoi les enfants qui effectuent des travaux non rémunérés vont plus à l'école que ceux qui sont salariés. Globalement, travail et école coexistent bien. Ainsi, 90% des enfants des villes qui travaillent continuent à aller à l'école (72% à la campagne). L'apparition du travail enfant aux âges de 8-10 ans n'est pas accompagnée de sortie de l'école: ces premiers emplois se font en parallèle de la scolarisation.

3.2 Variables utilisées

Dans cette section, nous détaillons les variables utilisées pour l'estimation économétrique.

3.2.1 Variables expliquées

À partir de l'ensemble des informations disponibles sur le travail, nous n'avons retenu que certaines variables, à savoir: occupation d'un emploi au moment de l'enquête, âge au moment du premier travail, scolarisation, charge domestique. Nous nous sommes concentrés sur les décisions de participation et non de durée: les variables dépendantes sont des variables dichotomiques de participation au travail non domestique, au travail domestique⁵ et à l'école.

Dans de nombreuses études, le travail considéré est uniquement le travail non domestique. Ici, nous nous intéressons aussi au travail domestique, bien qu'il n'entre pas directement dans la définition du travail du BIT (il faut qu'il y ait une rémunération implicite ou explicite). Ceci est motivé par le fait que nous pensons que le travail domestique peut aussi avoir des effets négatifs sur le développement de l'enfant (port de lourdes charges, absence à l'école). Comme une partie de notre étude vise à évaluer l'impact du travail sur la scolarisation, il nous a semblé intéressant de prendre aussi en compte ce travail domestique, bien que de façon distincte. De plus, le travail domestique répond à un mécanisme d'incitations économiques puisqu'il est souvent demandé aux enfants pour que la mère en soit dégagée et puisse travailler pour un salaire.

Par ailleurs, la deuxième partie de notre travail porte sur l'étude de la décision de commencer à travailler et ne s'intéresse qu'au travail non domestique. L'intérêt pour cette variable de début de travail est motivé par deux aspects. Tout d'abord, elle est soumise à relativement peu d'erreur de mesure alors que la variable de travail dans la dernière semaine peut varier en fonction de la demande de travail adressée aux ménages (chômage ponctuel, saison creuse en travail agricole. . .). De plus, si l'on pense qu'il existe des phénomènes d'hystérésis

5. Un enfant est considéré participer au travail domestique lorsqu'il en effectue plus de 2 heures par jour.

(plus grande difficulté à retourner à l'école une fois qu'on l'a quittée), il est probablement plus pertinent de regarder la variable de début de travail.

3.2.2 Variables explicatives

Nous avons retenu comme variables explicatives des variables de caractéristiques personnelles, familiales et environnementales. Le sexe, l'âge et la couleur de peau de l'enfant, ainsi que le niveau d'éducation du père et de la mère, le nombre de personnes dans le foyer, le revenu parental et des variables de composition du foyer sont les variables personnelles et familiales retenues. Les variables de composition du foyer (ou structure familiale) sont les suivantes: proportion d'enfants de moins de 5 ans, proportion d'enfants de 6 à 15 ans, sexe-ratio parmi les enfants de 6 à 15 ans (en excluant l'enfant que l'on utilise dans la régression), absence d'autre enfant dans la tranche des 6-15 ans, sexe-ratio parmi les adultes, absence d'adulte de 15 à 60 ans. Par ailleurs, nous avons croisé la plupart de ces variables avec la variable de sexe pour déterminer les effets différents entre les deux sexes. Nous avons aussi introduit, dans les modèles de durée, des variables de nombre d'enfants plus jeunes (garçons et filles). Enfin les variables de milieu urbain/rural et de région (nord/sud) rendent compte de l'environnement de l'enfant.

3.2.3 Problèmes soulevés

L'ensemble de ces variables devrait donc permettre d'expliquer les choix de scolarisation et de travail. Cependant, nous n'avons pas toutes les variables que nous aurions souhaité introduire. En effet, nous aurions aimé contrôler les décisions de scolarisation par la présence d'une école⁶, puisque le fait que l'école soit éloignée peut décourager la scolarisation et encourager le travail. Cependant, on peut s'attendre à ce que la variable de milieu joue ce rôle puisque le nombre d'écoles est *a priori* plus important en milieu urbain qu'en milieu rural.

Le deuxième problème que nous avons rencontré sur les variables explicatives porte sur la variable de revenu. Il est usuel d'utiliser la variable de consommation

6. Cette information n'était pas renseignée dans les données et il était impossible de recréer cette variable du fait du faible nombre d'enfants par communauté.

pour avoir une approximation du revenu permanent. Or il était ici impossible ou du moins très difficile de la construire. Nous nous sommes donc contentés d'utiliser comme variable le revenu parental pris en logarithme, mais nous avons pris soin de l'instrumenter par des variables d'état de l'habitat. Ceci permet à la fois de purger la variable de revenu de son erreur de mesure et de corriger le biais d'endogénéité, ou du moins de sa composante due à la simultanéité (puisque'il est raisonnable de supposer que les décisions d'offre de travail des différents membres du ménage sont prises au même moment).

4 Les déterminants des décisions d'allocation du temps des enfants: l'importance de la structure familiale

L'étude empirique s'articule autour de deux axes complémentaires. Le premier consiste à estimer les décisions de scolarisation, de travail et de travail domestique de façon *conjointe* pour, d'une part, en appréhender les différents déterminants et, d'autre part, mesurer l'impact de ces choix les uns sur les autres. Pour le deuxième, nous nous intéressons exclusivement aux décisions de travail et nous nous concentrons sur l'impact de la structure familiale. Nous introduisons une *dynamique* dans les choix des ménages: nous proposons une démarche qui tient compte des changements apparus dans la structure familiale au cours du temps, tels que la naissance d'un garçon ou d'une fille. Nous cherchons à faire ressortir l'effet de ces évolutions sur l'âge de premier emploi.

D'un point de vue économétrique, l'analyse des participations se fera à l'aide d'un *probit trivarié* et celle de première participation par des *modèles de durée*.

4.1 Estimation simultanée des décisions de scolarisation et de travail

4.1.1 Intérêt de l'estimation simultanée

Il est possible d'estimer de différentes façons les interactions entre travail et scolarisation. La plus satisfaisante serait d'introduire la variable de travail dans

l'estimation de la scolarisation (ou l'inverse) pour estimer directement l'impact de l'un sur l'autre. Cela pose des problèmes d'estimation car la décision d'offre de travail est endogène à la décision de scolarisation. Il est en effet raisonnable de penser que les décisions de travail et de scolarisation sont prises en même temps (au moment du choix de l'allocation du temps). Il faut donc dans ce cas trouver des instruments pour la variable de travail qui n'affectent pas la variable de scolarisation. Ceci est très délicat et requiert *a priori* d'avoir des informations sur le marché du travail (du type niveau de salaire)⁷. Nous avons donc fait le choix de ne pas introduire la variable de travail directement dans l'estimation de la scolarisation, mais plutôt d'estimer les deux de façon conjointe. Le travail des enfants ayant deux dimensions (travail domestique et travail non domestique), nous estimons la participation des enfants aux trois activités par un probit trivarié.

Les régressions que nous avons effectuées portent sur les enfants de 6 à 15 ans et sont faites séparément entre milieu urbain et milieu rural. Notons que la variable de revenu ne pouvant être supposée exogène, comme nous l'avons précédemment discuté, nous l'avons instrumentée (se reporter à l'annexe A pour la technique, les instruments retenus et les problèmes soulevés). Enfin, nous avons corrigé les écarts-types des coefficients estimés, qui sont potentiellement biaisés par l'existence de corrélations des termes d'erreur des individus d'un même ménage.

4.1.2 Corrélation des résidus

Les estimations des coefficients de corrélation des résidus des estimations des variables de travail, travail domestique et école sont les suivantes (TAB. 2 et TAB. 3).

Les coefficients en gras sont ceux qui sont significatifs à 5%. Les résultats obtenus sont très différents selon que l'on observe le milieu rural ou le milieu urbain. Il apparaît qu'en milieu rural, l'effet des variables inobservables est de sens contraire sur la scolarisation et sur la mise au travail (les résidus sont

7. Ceci est difficile à obtenir car la majorité du travail enfant est non salarié.

TAB. 2 – *Corrélation des résidus: milieu rural*

	Travail	Travail domestique	École
Travail	1		
Travail domestique	0.12	1	
École	-0.30	0.01	1

TAB. 3 – *Corrélation des résidus: milieu urbain*

	Travail	Travail domestique	École
Travail	1		
Travail domestique	-0.27	1	
École	0.02	-0.08	1

corrélés négativement). On ne peut pas interpréter ce résultat en terme d'impact de l'école sur le travail, mais les chocs agissent en sens contraire sur la scolarisation et sur le travail: on observe donc une forme de concurrence entre les deux activités. Dans tous les cas, la corrélation des résidus entre école et travail domestique reste faible. Cette séparation entre les deux activités n'est guère surprenante dans le sens où, d'une part, on ne prend pas en compte la durée de travail domestique qui peut rester relativement raisonnable et, d'autre part, on ne mesure l'impact que sur la scolarisation et pas sur les résultats scolaires qui sont susceptibles d'être affectés si le travail domestique empiète sur les devoirs à la maison. Enfin, on observe aussi une corrélation négative des résidus entre travail et travail domestique en milieu urbain. Ceci peut être dû au fait qu'à la campagne, il y a une plus grande intégration des enfants aux travaux des parents, sans spécialisation particulière, alors qu'en ville un enfant qui travaille est exempté de tâches ménagères.

4.1.3 Déterminants des décisions d'allocation du temps

Nous présentons l'effet des caractéristiques personnelles et familiales sur les décisions de scolarisation, de travail et de travail domestique (TAB. 4 et TAB. 5).

L'effet du sexe de l'enfant est fortement dépendant de la structure fami-

TAB. 4 – *Probit trivarié école-travail-travail domestique, en milieu urbain*

	École		Travail		Trav. domestique	
	Coeff	$P > z $	Coeff	$P > z $	Coeff	$P > z $
Nord	-0.22	0.072	-0.10	0.444	0.11	0.231
Age	-0.02	0.220	0.22	0.000	0.20	0.000
Blanc	0.05	0.610	0.07	0.507	-0.28	0.001
Noir	0.13	0.491	-0.11	0.523	-0.04	0.712
Homme	-0.03	0.953	-0.08	0.888	-1.53	0.000
Education mère prim	0.15	0.483	0.04	0.881	-0.11	0.506
Education mère coll	0.43	0.022	-0.14	0.597	-0.26	0.128
Education mère lyc	0.61	0.040	-0.46	0.159	-0.40	0.046
Education mère prim*homme	-0.19	0.447	0.14	0.672	0.33	0.226
Education mère coll*homme	-0.25	0.321	0.17	0.605	0.60	0.015
Education mère lyc*homme	-0.52	0.115	0.17	0.638	0.61	0.016
Nombre de personnes	-0.03	0.427	0.05	0.224	0.01	0.838
Nombre de personnes*homme	0.01	0.883	0.03	0.575	-0.02	0.647
Prop enf de - de 5 ans	-2.05	0.002	0.61	0.428	0.87	0.042
Prop enf de - de 5 ans*homme	0.94	0.243	0.08	0.937	0.36	0.605
Prop enf de 6 à 15 ans	-1.14	0.101	1.12	0.146	0.27	0.561
Prop enf de 6 à 15 ans*homme	0.54	0.425	0.33	0.671	0.15	0.790
Pas d'autre enfant de 6 à 15 ans	0.09	0.636	-0.15	0.442	-0.10	0.496
Pas d'adulte de 16 à 60 ans	1.17	0.060	0.54	0.298	-0.51	0.309
Sexe-ratio enf de 6 à 15	0.36	0.080	-0.09	0.631	0.05	0.697
Sexe-ratio enf de 6 à 15*homme	-0.27	0.314	0.18	0.472	0.09	0.651
Sexe-ratio adulte	-1.18	0.002	-0.93	0.052	0.46	0.105
Sexe-ratio adulte*homme	0.59	0.143	1.19	0.019	-0.37	0.289
Log(Revenu parental)	0.43	0.000	0.04	0.651	-0.11	0.086
Log(Revenu parental)*homme	-0.06	0.143	-0.11	0.043	0.01	0.831
Résidu instrumentation	-0.36	0.000	0.03	0.682	0.10	0.145

liale: il passe quasi-exclusivement par le biais des variables de composition du foyer croisées avec le sexe. L'effet direct du sexe n'apparaît que pour la décision de travail domestique en milieu urbain: la probabilité d'en effectuer est significativement supérieure pour les filles que pour les garçons. Cependant, si l'on n'introduit pas ces variables croisées, on remarque que le fait d'être un garçon a un effet significativement positif sur la probabilité de travailler, négatif sur la probabilité d'effectuer du travail domestique, mais que l'effet est nul sur la scolarisation.

L'âge n'a pas d'impact sur la scolarisation mais augmente significativement

TAB. 5 – *Probit trivarié école-travail-travail domestique, en milieu rural*

	École		Travail		Trav. domestique	
	Coeff	$P > z $	Coeff	$P > z $	Coeff	$P > z $
Nord	-0.39	0.007	-0.28	0.068	0.15	0.260
Age	-0.01	0.441	0.27	0.000	0.17	0.000
Blanc	0.34	0.003	0.05	0.692	-0.27	0.013
Noir	0.24	0.341	0.01	0.991	-0.05	0.857
Homme	0.46	0.392	0.48	0.475	-0.56	0.336
Education mère prim	0.60	0.001	-0.03	0.902	-0.03	0.836
Education mère coll	0.50	0.017	-0.46	0.074	0.04	0.809
Education mère lyc	1.10	0.065	-0.51	0.357	0.05	0.876
Education mère prim*homme	-0.24	0.312	-0.25	0.325	-0.18	0.473
Education mère coll*homme	-0.14	0.544	0.43	0.140	0.11	0.674
Education mère lyc*homme	-0.47	0.435	0.07	0.914	0.21	0.627
Nombre de personnes	0.01	0.757	-0.00	0.843	-0.06	0.112
Nombre de personnes*homme	-0.05	0.146	0.05	0.290	0.04	0.309
Prop enf de - de 5 ans	-1.25	0.046	-0.78	0.350	1.31	0.031
Prop enf de - de 5 ans*homme	1.35	0.082	0.59	0.544	-1.01	0.309
Prop enf de 6 à 15 ans	1.26	0.139	1.21	0.126	0.54	0.390
Prop enf de 6 à 15 ans*homme	-1.10	0.202	-0.66	0.429	-0.94	0.242
Pas d'autre enfant de 6 à 15 ans	0.12	0.572	0.12	0.578	-0.01	0.970
Pas d'adulte de 16 à 60 ans	-0.62	0.482	-0.52	0.474	0.78	0.518
Sexe-ratio enf de 6 à 15	-0.13	0.526	0.16	0.459	0.20	0.239
Sexe-ratio enf de 6 à 15*homme	-0.01	0.917	-0.31	0.330	-0.18	0.655
Sexe-ratio adulte	-0.31	0.471	-0.14	0.797	0.98	0.023
Sexe-ratio adulte*homme	0.25	0.635	1.16	0.071	-0.38	0.559
Log(Revenu parental)	0.16	0.046	-0.14	0.093	-0.20	0.002
Log(Revenu parental)*homme	0.02	0.654	-0.07	0.188	0.00	0.923
Résidu instrumentation	-0.07	0.316	0.15	0.068	0.19	0.007

la probabilité de travailler: pour un individu moyen⁸, le fait de vieillir d'un an augmente la probabilité de travailler de 2% (7%) en milieu urbain (rural) et augmente la probabilité d'effectuer du travail domestique de 5%.

L'éducation du père est très corrélée à celle de la mère⁹, il est donc difficile de distinguer l'effet qui provient du père de celui qui provient de la mère. Néanmoins, il est notable que l'éducation de la mère est significatif (positif),

8. On appelle "individu moyen" un individu dont les caractéristiques correspondraient à la moyenne de chaque variable considérée; notamment, il a entre 10 et 11 ans.

9. Le coefficient de corrélation vaut 0,7.

tandis que celle du père ne l'est pas. L'effet de l'éducation parentale¹⁰ sur les décisions d'allocation du temps de l'enfant peut être important: pour un individu moyen en milieu rural, si le niveau d'éducation de la mère passe du collège au lycée, la probabilité d'être scolarisé augmente de 6,8% et celle de travailler diminue de 4,3%. L'effet est plus faible en milieu urbain et il est sensiblement le même pour les filles que pour les garçons. Il faut noter la possibilité que ces effets soient sous-évalués: l'effet positif de l'éducation maternelle peut être atténué par le fait que la mère a des opportunités de travail et est donc plus souvent absente du foyer.

L'effet de la taille du ménage n'est pas significatif, contrairement aux résultats de la plupart des études. Il semblerait plutôt que ce soit la structure du ménage qui soit déterminante. Les principaux effets sont les suivants:

- l'effet de la structure familiale est aussi important en milieu rural qu'en milieu urbain;
- l'emploi du temps des filles est affecté par la présence d'enfants de moins de 5 ans (baisse de la scolarisation et augmentation du travail domestique), alors que l'emploi du temps des garçons ne l'est pas autant. La différence des sexes est plus prononcée en milieu rural;
- en milieu rural, plus le nombre d'enfants est important, plus ils doivent travailler;
- plus le ménage est composé de femmes, plus les filles sont mises à contribution et plus le ménage est composé d'hommes, plus les garçons sont mis à contribution.

Le revenu est un déterminant qui affecte de façon significative les décisions d'allocation du temps et ce particulièrement en milieu rural. Cependant, l'effet estimé reste faible: pour un individu moyen, une augmentation de 10% du revenu diminue la probabilité de travailler de moins de 1% et l'effet sur la scolarisation est du même ordre. On n'observe pas de différences entre les garçons et les filles. En milieu urbain, le revenu affecte les décisions de scolarisation

10. Dans la régression finale, nous n'avons conservé que l'éducation maternelle en considérant qu'elle était une mesure de l'éducation parentale.

pour l'ensemble des enfants et le travail pour les garçons mais pas pour les filles. L'instrumentation est utile puisque l'exogénéité est rejetée dans la moitié des modalités des probits trivariés. Les coefficients estimés croissent tous en valeur absolue après instrumentation, laissant entendre que l'on a corrigé un biais négatif d'endogénéité et/ou que l'on a capturé une partie de l'erreur de mesure¹¹.

4.2 Estimation de la décision de commencer à travailler

Les estimations réalisées dans la partie précédente ont fait ressortir l'importance des caractéristiques familiales dans les décisions d'allocation du temps de l'enfant. Notamment, il est apparu que la structure de la fratrie peut jouer un rôle déterminant. Notre objectif est d'analyser ici de façon plus précise les interactions qui existent entre les différents membres de la fratrie.

4.2.1 Méthode

Dans la partie précédente, nous utilisons l'information concernant l'activité des enfants dans la semaine qui a précédé l'enquête. Cette approche ne nous permettait pas de distinguer un enfant de 15 ans commençant tout juste à travailler d'un enfant de 15 ans travaillant depuis l'âge de 10 ans. Nous allons maintenant utiliser l'information concernant l'époque où l'enfant a commencé à travailler. Il faut bien souligner que l'âge auquel l'enfant commence à travailler ne correspond pas nécessairement à l'âge où l'enfant quitte l'école : les statistiques descriptives ont en effet montré que la majorité des enfants qui travaillent continuent à aller à l'école.

Nous cherchons à analyser l'effet du nombre de grandes sœurs et de grands frères¹², du nombre de naissances de filles et de garçons qui ont suivi la naissance de l'enfant sur l'âge de mise au travail de l'enfant. Les variables de contrôle dont nous disposons concernent uniquement la période de l'enquête.

11. Ce résultat est conforme à celui obtenu par Cogneau et Maurin (2000) sur des données malgaches: ne pas instrumenter conduit à sous-estimer l'effet réel des ressources parentales sur les décisions de scolariser ou non les enfants.

12. Cette variable est construite à partir du nombre d'enfants que la mère a eu et, lorsque la famille est recomposée, du nombre d'aînés présents au foyer.

Ceci ne pose guère de problème pour la majorité d'entre elles (milieu, éducation des parents) qui peuvent raisonnablement être supposées constantes. Ceci est néanmoins problématique pour la variable de revenu qui n'est pas constante au cours du temps. À tout prendre, nous avons préféré utiliser la variable de revenu instrumentée dans la section 4.1, qui s'apparente plus à une mesure du revenu permanent, puisqu'elle est construite sur les caractéristiques de l'habitat.

Les estimations que nous avons faites jusqu'à présent ont été réalisées à partir de l'échantillon des 5-15 ans. Nous utiliserons, dans cette partie, un échantillon plus important. En effet, comme on considère l'âge où la personne a commencé à travailler, l'information concernant un adulte peut très bien se ramener à la période où il était enfant¹³. Cependant, nous devons nous restreindre aux individus habitant encore avec leurs parents pour avoir l'information sur la structure du ménage. Pour ne pas introduire de biais de sélection, nous ne conservons que les individus de moins de 20 ans.

Nous cherchons à expliquer la durée T entre la naissance et le premier travail par un *modèle de Cox à hasard proportionnel*. Nous avons effectué des tests statistiques et graphiques afin de vérifier que l'hypothèse de hasard proportionnel n'était pas invalidée (les tests statistiques se trouvent en annexe B). On retiendra que l'hypothèse est rejetée pour la variable de milieu et qu'il nous faut donc estimer des modèles distincts par milieu, mais que l'hypothèse n'est pas rejetée pour les autres variables. Bien que l'on accepte l'hypothèse de hasard proportionnel pour la variable de sexe, on estime des modèles distincts pour une plus grande lisibilité. Nous utilisons l'échantillon d'individus de moins de 20 ans habitant encore chez leurs parents, mais nous censurons la durée T à 15 ans pour ceux qui ont commencé à travailler après 15 ans.

4.2.2 Déterminants de l'entrée sur le marché du travail

Nous cherchons à comparer l'effet de la présence de frères par rapport à celle de sœurs, de l'éducation de la mère par rapport à celle du père et de la présence d'un petit frère (sœur) par rapport à celle d'un grand frère (sœur). Le

13. C'est par exemple le cas d'une personne de 18 ans qui a commencé à travailler à 12 ans.

TAB. 6 – *Modèle de Cox en milieu urbain*

	Garçon		Fille	
<i>Coefficients: e^β</i>	Haz. Ratio	$P > z $	Haz. Ratio	$P > z $
Nb. petits frères	1.19	0.012	0.92	0.525
Nb. petites sœurs	1.19	0.030	1.36	0.005
Nb. grands frères	0.96	0.642	0.83	0.136
Nb. grandes sœurs	0.97	0.683	0.99	0.980
Lire/écrire père	0.63	0.016	0.95	0.876
Lire écrire mère	1.05	0.792	0.44	0.002
Log(Revenu parental instrumenté)	0.69	0.000	0.75	0.010
<i>Tests d'égalité des coefficients</i>	$P > z $		$P > z $	
Petit frère/petite sœur	0.95		0.02	
Grand frère/grande sœur	0.93		0.28	
Petit frère/grand frère	0.03		0.54	
Petite sœur/grande sœur	0.05		0.02	
Lire écrire père/mère	0.09		0.10	

dernier point nécessite une précision pour la lecture des résultats. Considérons un ménage où il y a deux garçons. Si le coefficient "naissance d'un frère" est supérieur au coefficient "présence d'un grand frère", cela signifie que c'est l'aîné qui a la plus grande probabilité de rentrer sur le marché du travail. Au contraire, si les deux coefficients sont égaux (et non nuls), cela signifie que l'augmentation du nombre de garçons dans le ménage touche l'aîné et le plus jeune de la même façon.

En milieu urbain (TAB. 6) La naissance d'un petit frère ou d'une petite sœur accélère la mise au travail des garçons, tandis que seul la naissance d'une petite sœur accélère la mise au travail des filles. Dans tous les cas, la présence d'un grand frère ou d'une grande sœur n'a pas d'effet. On est dans une configuration où les aînés sont défavorisés. L'éducation de la mère a un effet sur les filles et celle du père sur les garçons; le revenu parental n'a pas d'effet significatif sur les garçons, mais en a un sur les filles.

TAB. 7 – *Modèle de Cox en milieu rural*

	Garçon		Fille	
<i>Coefficients: e^β</i>	Haz. Ratio	$P > z $	Haz. Ratio	$P > z $
Nb. petits frères	1.15	0.020	1.08	0.381
Nb. petites sœurs	1.04	0.523	1.12	0.203
Nb. grands frères	1.19	0.000	1.05	0.478
Nb. grandes sœurs	0.98	0.697	1.13	0.096
Lire/écrire père	0.80	0.103	1.12	0.604
Lire écrire mère	0.96	0.779	0.92	0.746
Log(Revenu parental instrumenté)	0.72	0.000	0.65	0.000
<i>Tests d'égalité des coefficients</i>	$P > z $		$P > z $	
Petit frère/petite sœur	0.25		0.77	
Grand frère/grande sœur	0.00		0.50	
Petit frère/grand frère	0.62		0.78	
Petite sœur/grande sœur	0.47		0.96	
Lire écrire père/mère	0.36		0.60	

En milieu rural (TAB. 7) La naissance d'un petit frère ou la présence d'un grand frère accélère la mise au travail des garçons mais pas des filles; tandis que la naissance d'une petite sœur ou la présence d'une aînée accélère la mise au travail des filles mais pas des garçons. On ne rejette pas les hypothèses d'égalité des coefficients grande sœur/petite sœur et grand frère/petit frère; l'effet est donc le même pour l'ensemble des enfants: leur rang ne joue pas. Pour les filles comme pour les garçons, le revenu parental retarde l'âge de mise au travail et l'éducation de la mère n'a pas d'effet; l'éducation du père a un effet sur les garçons mais pas sur les filles.

On observe donc deux effets de la structure de la fratrie. Premièrement, les filles gênent leurs sœurs et les garçons gênent leurs frères. Deuxièmement, l'effort est réparti différemment lors de la naissance d'un enfant supplémentaire selon le milieu: en milieu urbain, ce sont les aînés qui sont le plus gênés, tandis qu'en milieu rural, l'effort est réparti sur l'ensemble des enfants. Le second point s'explique aisément par le fait qu'en milieu urbain, il y a probablement plus d'opportunités de travail pour les enfants déjà âgés que pour les petits

alors qu'en milieu rural on peut facilement intégrer des enfants même jeunes à l'activité du ménage. La section suivante permettra d'éclairer le premier point.

4.3 Implications sur les modèles théoriques et leurs hypothèses

Revenons sur les théories qui expliquent les interactions entre enfants mises en évidence dans les parties précédentes. En utilisant la formalisation des modèles de durée, nous pouvons tester l'hypothèse de contrainte de liquidité.

4.3.1 Modèles et hypothèses

Nous avons rappelé en introduction quels modèles étaient proposés pour expliquer l'existence d'interactions dans les décisions portant sur des enfants différents. On a évoqué des interactions directes (préférences des parents pour l'égalité, complémentarité ou substitution dans le travail) et des interactions indirectes (via une contrainte de liquidité). Il est intéressant de déterminer quel est le mécanisme en jeu lorsque la composition de la fratrie influence les décisions de scolarisation et de travail: interactions directes ou contrainte de liquidité?

Lorsqu'il y a une contrainte de liquidité (mais pas d'interactions directes), les parents égalisent le rendement marginal de l'éducation des garçons à celui des filles. La naissance d'un garçon n'a alors pas le même effet que la naissance d'une fille, mais l'effet relatif naissance d'un garçon/naissance d'une fille est le même pour les deux sexes. En effet, il s'agit simplement d'un effet revenu: la contrainte budgétaire est plus serrée du fait de la naissance d'un enfant supplémentaire et l'impact relatif est le même pour l'ensemble des enfants du ménage. Ce résultat n'est pas vérifié lorsque les interactions sont directes entre les enfants. Pour une preuve plus formalisée de ce résultat, on peut se reporter à Bommier et Lambert (2001) (présentation dans laquelle les interactions passent par les préférences des parents) ou à Cauchemez et Dumas (2001) (présentation dans laquelle la forme des coûts d'opportunités engendre des interactions entre les enfants). L'estimation de l'effet relatif pour les garçons et pour les filles doit permettre, en les comparant, de choisir entre les deux hypothèses.

4.3.2 Test de l'hypothèse de contrainte de liquidité

La méthodologie développée dans la section 4.2 nous permet de mettre en œuvre le test de l'hypothèse de contrainte de liquidité que nous venons d'évoquer. Si l'hypothèse de contrainte de liquidité est vérifiée¹⁴, alors l'effet relatif naissance d'un garçon/naissance d'une fille doit être le même pour les garçons et pour les filles.

Le modèle théorique auquel on se réfère suppose que les parents réalisent un arbitrage entre investissement en capital humain et travail enfant. Il faut noter ici que lorsqu'on considère les données brésiliennes, une grande partie des enfants qui travaillent continuent à aller à l'école. Les temps de travail et d'école ne sont donc pas parfaitement substituables. On remarquera néanmoins que le probit trivarié a fait ressortir que l'effet des variables inobservables était de sens contraire sur l'école et sur le travail. De plus, le travail enfant peut se faire au détriment de variables inobservables comme les devoirs à la maison. Il est donc vraisemblable de penser que la mise au travail d'un enfant révèle un désinvestissement en capital humain. Les résultats qu'obtient Heady (2000) vont d'ailleurs dans ce sens, puisqu'il trouve un effet significatif du travail sur les résultats aux tests scolaires de lecture et de mathématiques au Ghana.

Nous réalisons le test à partir des résultats des modèles de durée. Nous utilisons le modèle sur la population totale où les variables explicatives sont croisées avec le sexe. La technique du test est détaillée en annexe C.

En milieu urbain, on accepte l'hypothèse nulle à 5% mais on la rejette à 10% ($t = 1.79$); en milieu rural, on ne rejette pas l'hypothèse nulle ($t = 0.87$). À la campagne, la contrainte de liquidité suffit à justifier les interactions entre les enfants. En ville, le diagnostic est plus délicat: il est probable qu'il existe des phénomènes de substitution/complémentarité entre enfants du même sexe. Il est cependant intéressant de se demander ce qui peut expliquer la différence entre milieu rural et milieu urbain. On a vu que les enfants, en milieu rural,

14. C'est-à-dire si la seule contrainte de liquidité permet d'expliquer les différences d'investissement en capital humain dues à la composition de la fratrie; soit encore s'il n'y a pas d'interactions directes entre les enfants du ménage.

étaient souvent intégrés à l'activité économique familiale. Il se peut cependant que l'incorporation des enfants dans les entreprises familiales urbaines réponde à une logique de besoin spécifique, tandis qu'en milieu rural les parents font travailler les enfants sans grande distinction de leurs aptitudes dans le seul but de desserrer la contrainte budgétaire.

5 Conclusion

La pauvreté, le faible niveau d'éducation des parents, le fait de vivre en zone rurale peu développée sont les déterminants les plus importants du travail des enfants et de leur faible scolarisation. cependant, ces facteurs ne sauraient expliquer à eux seuls le phénomène. La décision parentale de mise au travail des enfants repose sur des mécanismes bien plus complexes. Lorsque les parents affectent un enfant à une tâche, ils tiennent compte des caractéristiques personnelles de l'enfant (âge, sexe), mais également de la composition du ménage. Les parents font leur choix en considérant la place que l'enfant occupe au sein du ménage.

D'un point de vue économique, ce type de comportements peut s'expliquer soit par une contrainte de liquidité, soit par des phénomènes de substitution/complémentarité entre les différents membres du ménage et notamment entre les enfants. Nous montrons qu'en milieu rural, le phénomène est expliqué par l'existence de contraintes de liquidité, mais le test n'est pas formel pour le milieu urbain.

Références

- [1] Becker, G., 1991, *A treatise on the Family*, Harvard University Press, Cambridge, Enlarged edition.
- [2] Bommier, A. and S. Lambert, 2001, "Human Capital Investments and Family Composition", mimeo.
- [3] Butcher, K. and A. Case, 1994, "The Effect of Sibling Sex Composition on Women's Education and Earnings", *Quarterly Journal of Economics*, 104(3), 531-63.
- [4] Cauchemez, S. and C. Dumas, 2001, "Analyse des décisions parentales de mise au travail des enfants: le cas du Brésil", Groupe de Travail de l'Ensaë.
- [5] Cogneau, D. and E. Maurin, 2000, "L'effet du revenu parental sur la décision de scolariser les enfants dans un pays pauvre: une analyse semi-paramétrique", mimeo.
- [6] Garg, A. and J. Morduch, 1998, "Sibling Rivalry and the Gender Gap: Evidence from Child Health Outcome in Ghana", *Journal of Population Economics*, 11(4), 471-93.
- [7] Gouriéroux, C., 1989, *Économétrie des variables qualitatives*, Economica, Paris.
- [8] Heady, C., 2000, "What is the effect of Child Labour on Learning Achievement? Evidence from Ghana", Innocenti Working paper 79 (UNICEF).
- [9] Kaestner, R., 1996, "Are Brothers Really Better? Sibling Sex Composition and Educational Achievement Revisited", NBER Working Paper 5521.
- [10] Morduch, J., 2000, "Sibling Rivalry in Africa", *American Economic Review*, 90(2), 405-9.
- [11] Parish, W. and R. Willis, 1993, "Daughters Education, and Family Budgets: Taiwan Experiences", *Journal of Human Resources*, 28(4), 862-98.
- [12] Smith, R. and R. Blundell, 1986, "An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit Model with an Application to Labor Supply", *Econometrica*, 54, 679-685.

A Instrumentation

A.1 Principe de l'instrumentation

La stratégie d'estimation utilisée est inspirée de l'article de Smith et Blundell (1986), qui vise à étendre les techniques d'instrumentation classiques aux variables censurées ou qualitatives. La méthode est la suivante: on instrumente la variable endogène (ici, le revenu) en le régressant sur des variables supposées exogènes (ici, les caractéristiques de l'habitat). On estime ainsi le revenu instrumenté (prédit) et le résidu de la régression. La régression d'intérêt est simplement le probit dans lequel on a introduit le revenu et le résidu estimé. L'hypothèse d'exogénéité est rejetée si le coefficient du résidu est significativement différent de 0; dans ce cas, on retient la régression instrumentée¹⁵.

Il ne reste plus qu'à vérifier que les instruments qui ont servi à prédire le revenu sont "bons", c'est-à-dire que ceux qui expliquent bien le revenu n'expliquent pas aussi la variable dépendante. Nous avons donc retenu des instruments à partir de l'instrumentation et calculé la probabilité jointe qu'ils soient tous nuls, puis nous avons calculé la probabilité jointe que les coefficients de ces mêmes instruments soient tous nuls dans la régression de contrôle. On est satisfait dans le cas où la première probabilité jointe est très faible et la deuxième très importante. Dans notre cas, la situation est un peu plus compliquée car on estime plusieurs variables en même temps, nous n'avons donc pas retenu exactement les mêmes instruments d'un cas sur l'autre. Ceci est détaillé dans la section A.4.

Par ailleurs, cette instrumentation pose un dernier problème: l'article de Smith et Blundell (1986) rappelle bien qu'il faut prendre en compte la forme de la matrice de variance-covariance des résidus pour corriger les écarts-types. Cependant, ceci étant délicat à effectuer dans la mesure où nous corrigeons déjà les écarts-types (pour prendre en compte la dépendance des observations d'un même ménage), nous ne l'avons pas fait. Le fait que l'ensemble des coefficients (à

15. Cependant, on peut vouloir retenir la régression instrumentée pour des raisons d'erreurs de mesure, même si le test ne rejette pas l'hypothèse d'exogénéité.

l'exception de celui de la variable de revenu) ait très peu varié semble néanmoins indiquer que les résultats sont robustes et que les écarts-types ne seraient pas sensiblement différents s'ils étaient corrigés.

A.2 Variables d'instrumentation

Les variables introduites pour l'instrumentation sont les suivantes:

- le type de domicile: maison (modalité de référence), appartement, chambre;
- le nombre de chambres et le nombre de pièces;
- la présence d'une cuisine;
- le type d'eau consommée: filtrée (modalité de référence), bouillie, minérale, naturelle;
- l'état général du domicile: excellent, bon, moyen (modalité de référence), ruine;
- les conditions d'occupation: location, propriété en cours d'acquisition, propriété déjà acquise (modalité de référence), prêt d'un employeur, prêt (autre forme), occupation illicite;
- la présence d'une canalisation d'eau.

A.3 Régression d'instrumentation du revenu

TAB. 8 – Instrumentation du revenu parental (pris en log)

	Urbain		Rural	
	Coeff	$P > z $	Coeff	$P > z $
Nord	0.58	0.000	0.18	0.416
Appartement	0.71	0.000	-0.22	0.675
Chambre	-0.72	0.194	-2.32	0.059
Nombre de chambres	0.14	0.157	0.09	0.646
Nombre de pièces	-0.04	0.477	-0.10	0.503
Cuisine	-0.08	0.769	-0.27	0.612
Eau bouillie	-0.05	0.864	0.03	0.952
Eau minérale	0.52	0.055	1.05	0.010
Eau naturelle	-0.18	0.200	-0.20	0.321
Etat excellent	0.85	0.001	1.53	0.002
Etat bon	0.16	0.271	0.47	0.053
Ruine	-0.28	0.126	-0.26	0.263
Location	0.25	0.117	0.98	0.011
Propriété en cours d'acquisition	0.33	0.066	2.12	0.000
Prêté par l'employeur	1.01	0.000	0.91	0.000
Prêté (autre forme)	-0.11	0.574	0.21	0.579
Occupation illégale	0.68	0.061	-2.68	0.000
Canalisation d'eau	0.75	0.000	1.09	0.000
Age	-0.00	0.763	-0.02	0.415
Blanc	-0.04	0.697	-0.32	0.083
Noir	-0.08	0.749	-0.53	0.170
Homme	-0.05	0.921	1.57	0.024
Education mère prim	0.08	0.781	0.40	0.125
Education mère coll	0.36	0.177	0.78	0.010
Education mère lyc	1.22	0.000	1.44	0.001
Education mère prim*homme	0.51	0.123	-0.10	0.722
Education mère coll*homme	0.52	0.088	-0.26	0.398
Education mère lyc*homme	0.47	0.117	-0.34	0.524
Nombre de personnes	-0.03	0.416	-0.02	0.794
Nombre de personnes*homme	0.03	0.550	-0.03	0.490
Prop enf de - de 5 ans	1.59	0.012	-0.28	0.795
Prop enf de - de 5 ans*homme	-0.65	0.371	-1.07	0.339
Sexe-ratio adulte	2.57	0.000	1.07	0.083
Sexe-ratio adulte*homme	-0.48	0.317	-1.33	0.068
Prop enf de 6 à 15 ans	1.38	0.097	0.41	0.744
Prop enf de 6 à 15 ans*homme	-1.30	0.065	-0.78	0.457
Sexe-ratio enf de 6 à 15	0.40	0.017	0.01	0.980
Sexe-ratio enf de 6 à 15*homme	0.50	0.068	-0.38	0.368
Pas d'autres enfant de 6 à 15 ans	0.45	0.033	0.44	0.191
Pas d'adulte de 15 à 60 ans	-2.48	0.000	-0.55	0.589
Constante	0.99	0.118	2.23	0.027

A.4 Choix des instruments

En milieu rural

- instruments potentiels: chambre, eau minérale, excellent et bon état général, location, propriété en cours d'acquisition, prêt de l'employeur, occupation illégale, présence d'une canalisation d'eau: $Prob > F = 0.000$;
- instruments pour l'école: chambre, eau minérale, location, présence d'une canalisation d'eau: $Prob > \chi^2 = 0.918$;
- instruments pour le travail: eau minérale, excellent et bon état général, location, prêt de l'employeur: $Prob > \chi^2 = 0.682$;
- instruments pour le travail domestique: chambre, excellent et bon état général, location, propriété en cours d'acquisition, prêt de l'employeur, présence d'une canalisation d'eau, eau minérale: $Prob > \chi^2 = 0.151$.

En milieu urbain

- instruments potentiels: appartement, eau minérale, état général excellent, location, propriété en cours d'acquisition, prêt de l'employeur, occupation illégale, présence d'une canalisation d'eau: $Prob > F = 0.000$;
- instruments pour l'école: appartement, eau minérale, excellent état général, propriété en cours d'acquisition, prêt de l'employeur, occupation illégale, présence d'une canalisation d'eau: $Prob > \chi^2 = 0.756$;
- instruments pour le travail: appartement, eau minérale, état général excellent, propriété en cours d'acquisition, prêt de l'employeur, occupation illégale: $Prob > \chi^2 = 0.834$;
- instruments pour le travail domestique: eau minérale, propriété en cours d'acquisition, prêt de l'employeur, occupation illégale, présence d'une canalisation d'eau: $Prob > \chi^2 = 0.321$.

B Tests statistiques de hasard proportionnel

TAB. 9 – Test de hasard proportionnel: milieu urbain

	Garçon		Fille	
	χ_2	$P > \chi_2$	χ_2	$P > \chi_2$
Nb. petits frères	1.96	0.162	0.32	0.570
Nb. petites soeurs	3.78	0.052	0.23	0.628
Nb. grands frères	11.24	0.001	1.77	0.184
Nb. grandes soeurs	2.12	0.146	0.18	0.669
Lire/écrire père	2.29	0.131	1.09	0.296
Lire écrire mère	1.51	0.218	0.01	0.928
Log(Revenu du père)	1.09	0.297	0.00	0.992
Test global (DL=7)	17.90	0.012	6.18	0.519

TAB. 10 – Test de hasard proportionnel: milieu rural

	Garçon		Fille	
	χ_2	$P > \chi_2$	χ_2	$P > \chi_2$
Nb. petits frères	0.51	0.477	0.01	0.907
Nb. petites soeurs	0.00	0.971	1.60	0.206
Nb. grands frères	0.60	0.440	6.54	0.010
Nb. grandes soeurs	0.07	0.788	0.04	0.835
Lire/écrire père	1.13	0.287	0.12	0.726
Lire écrire mère	3.87	0.049	4.55	0.033
Log(Revenu du père)	0.92	0.337	0.91	0.341
Test global (DL=7)	5.90	0.551	13.15	0.068

C Test de l'hypothèse de contrainte de liquidité

La fonction de hasard proportionnel du modèle s'écrit :

$$h(t) = h_0(t) \exp(b_1 X_g(t) + b_2 X_g(t) * 1_{\text{homme}} + b_3 X_f(t) + b_4 X_f(t) * 1_{\text{homme}} + \beta Z)$$

où $X_g(t)$ correspond au nombre de petits frères à la date t , $X_f(t)$ au nombre de petites soeurs, Z est un vecteur contenant les autres variables explicatives.

On mesure le désinvestissement en capital humain par la variation du logarithme de la fonction de hasard.

– b_1 mesure l'effet de la naissance d'un garçon sur l'investissement en capital

- humain d'une fille;
- $b_1 + b_2$ mesure l'effet de la naissance d'un garçon sur un garçon;
- b_3 mesure l'effet de la naissance d'une fille sur une fille;
- $b_3 + b_4$ mesure l'effet de la naissance d'une fille sur un garçon.

On cherche donc à tester l'hypothèse nulle (seule contrainte de liquidité):

$$H_0 : \frac{b_1 + b_2}{b_3 + b_4} = \frac{b_1}{b_3}$$

Nous effectuons donc un test de Student. On trouve comme statistique de test: $t = 1.79$ en milieu urbain et $t = 0.87$ en milieu rural.

TAB. 11 – *Modèle de Cox comprenant les variables croisées avec le sexe*

	Urbain		Rural	
	β	$P > z $	β	$P > z $
Nb. petits frères	-0.048	0.705	0.093	0.298
Nb. petites sœurs	0.337	0.002	0.129	0.163
Nb. grands frères	-0.176	0.138	0.043	0.512
Nb. grandes sœurs	-0.004	0.969	0.118	0.111
Homme	0.695	0.362	0.996	0.038
Lire/écrire père	-0.020	0.947	0.107	0.631
Lire écrire mère	-0.773	0.003	-0.075	0.736
Log(Revenu parental instrumenté)	-0.302	0.006	-0.424	0.000
Nb. petits frères*homme	0.216	0.137	0.044	0.681
Nb. petites sœurs*homme	-0.174	0.200	-0.095	0.388
Nb. grands frères*homme	0.138	0.338	0.132	0.089
Nb. grandes sœurs*homme	-0.025	0.838	-0.134	0.113
Lire/écrire père*homme	-0.458	0.205	-0.340	0.198
Lire écrire mère*homme	0.827	0.011	0.036	0.890
Log(Revenu parental instrumenté)*homme	-0.065	0.631	0.094	0.457