

DOCUMENT DE TRAVAIL

DT/2000/05

# Estimer la relation entre invalidité et emploi dans le cas de Madagascar

*Jean-Christophe DUMONT*

# Estimer la relation entre invalidité et emploi dans le cas de Madagascar

Jean-Christophe DUMONT

**Résumé** : Dans cet article nous spécifions et estimons des équations de salaire, de participation au marché du travail et d'offre de travail dans lesquelles figurent des variables sanitaires. Nous utilisons des données issues d'une d'enquête ménage, conduite en 1997 dans la capitale malgache, à partir desquelles nous construisons un Indicateur Composite d'Invalidité (ICI). Les estimations mises en œuvre tiennent compte des biais potentiels de sélectivité et d'endogénéité. Les résultats démontrent l'existence d'une relation positive et significative entre la capacité physique et la probabilité de trouver un travail. Par ailleurs, les indicateurs sanitaires affectent le taux de salaire mais pas significativement le temps de travail.

**Abstract** : Dans cet article nous spécifions et estimons des équations de salaire, de participation au marché du travail et d'offre de travail dans lesquelles figurent des variables sanitaires. Nous utilisons des données issues d'une d'enquête ménage, conduite en 1997 dans la capitale malgache, à partir desquelles nous construisons un Indicateur Composite d'Invalidité (ICI). Les estimations mises en œuvre tiennent compte des biais potentiels de sélectivité et d'endogénéité. Les résultats démontrent l'existence d'une relation positive et significative entre la capacité physique et la probabilité de trouver un travail. Par ailleurs, les indicateurs sanitaires affectent le taux de salaire mais pas significativement le temps de travail.

**Mots clés** : Emploi – Santé - Handicap – Capital Humain - Équation de salaire – Offre de travail – Modèle économétrique– Madagascar.

**JEL Classification** : I1, J22, J31, C52

## Table des matières

Introduction .....	4
1. Présentation des sources statistiques.....	7
2. Une analyse descriptive de la relation santé emploi.....	9
3. Une analyse économétrique de la relation santé emploi.....	12
3.1. Présentation générale de l'estimation.....	12
3.2. Estimations de base à partir de l'Indicateur Composite d'Invalidité.....	15
3.3. Présentation du principe et des résultats de la procédure d'instrumentation pour l'ICI .....	22
Conclusion.....	26
Bibliographie.....	29
ANNEXE 1 .....	32
ANNEXE 2 : Modèle PROBIT Ordonné .....	33

## Tables des illustrations

Tableau 1 : Prévalence des 'handicaps' au sein de la capitale malgache.....	8
Tableau 2 : Rémunérations mensuelles par Catégorie Socio-Professionnelle.....	11
Tableau 3 : Effets attendus des différentes variables explicatives dans chacune des équations estimées.....	15
Tableau 4: Estimation du modèle de non participation (PROBIT) +15 ans.....	17
Tableau 5 : Estimation du temps de travail et du taux de rémunération selon les genres (MCO corrigés du biais de sélectivité) + 20 ans .....	19
Tableau 6: Estimations du temps de travail et du taux de rémunération par type de secteur (MCO corrigés du biais de sélectivité) +20 ans .....	20
Tableau 7 : Instrumentation de l'indicateur de handicap (MCO et Probit ordonnés) +20 ans...	24
Tableau 8 : Estimation du temps de travail et du taux de rémunération (Double Moindre Carré et instrumentation par Probit Ordonné) +20 ans .....	25
Graphique 1 : Taux d'activité par âge .....	9

## Introduction

Si la théorie du capital humain présente l'intérêt de faire valoir la dimension sanitaire (Becker –1964, Schultz –1960, Mushkin -1962 et surtout Grossman -1972), concrètement, dans ses applications, il faut bien constater qu'elle la néglige néanmoins. Ceci tient pour partie aux problèmes statistiques mais reflète plus généralement l'intérêt disproportionné qui a été porté sur les investissements éducatifs.

L'ampleur de la déficience des conditions sanitaires dans les pays en développement incite pourtant à s'interroger plus avant sur le rôle exact de la santé. En effet, malgré les progrès fulgurants réalisés au cours du siècle dernier<sup>1</sup>, les niveaux atteints par les pays les plus pauvres, en particulier ceux d'Afrique Subsaharienne, restent faibles et éloignés de ceux qui caractérisent les économies développées.

Dans cette étude nous concentrons notre attention sur les effets attendus de la santé sur l'emploi. En effet, d'après la théorie du capital humain, l'état de santé est susceptible d'affecter le potentiel productif de la population et la capacité de gain individuelle. Certaines études empiriques sur données individuelles ont cherché à évaluer la réalité de cette relation. Elles se distinguent en fonction :

- de la nature de la variable expliquée : participation au marché du travail, offre de travail, productivité ou encore niveau de production.
- du type d'indicateur sanitaire considéré : indicateur de l'état de santé objectif ou subjectif (données épidémiologiques, auto-évaluation, handicaps ou nombre de journées chômées pour cause de maladie) ou indicateur nutritionnel.

Parmi les travaux appliqués aux pays en développement, ceux qui s'attachent à étudier l'effet des conditions nutritionnelles sur l'activité sont les plus répandus<sup>2</sup>. Les premières études qui se sont engagées dans cette voie avaient pourtant conduit à des

---

<sup>1</sup> Selon les estimations de la Banque Mondiale et de l'OMS, le taux de mortalité des adultes serait tombé, pour l'ensemble des pays en développement, de 450‰ en 1950 à 230‰ en 1990. Sur la même période, les taux de mortalité juvénile seraient passés de 280 à 106‰. En Afrique Subsaharienne où les progrès ont été les plus lents, l'espérance de vie à la naissance est passée de 39 à 52 ans pendant ces quarante années.

<sup>2</sup> On trouvera des présentations assez complètes de ces études dans Behrman (1993a, 1993b), Sorkin (1994) ou Strauss et Thomas (1995).

résultats peu convaincants (Immink & Viteri –1981 ou Wolgemuth et al. -1982). Toutefois, depuis lors, les évidences se sont accumulées qui ont conduit à démontrer l'existence d'une relation robuste entre les conditions nutritionnelles de moyen-long terme et la productivité du travail (Cf. entre autres Deolalikar –1988 et Behrman & Deolalikar -1989 en Inde, Haddad & Bouis -1991 aux Philippines, Sahn & Alderman - 1988 au Sri-Lanka, Glick & Sahn -1994 en Guinée ou Thomas & Strauss -1997 au Brésil).

Les travaux qui s'appuient sur d'autres types de variables sanitaires présentent des résultats à la fois plus dispersés et plus ambigus<sup>3</sup>. Ainsi les travaux pionniers de Baldwin & Weisbrod (1974) et de Weisbrod & Helminiak (1977) appliqués à des échantillons réduits d'employés agricoles de l'île de Sainte Lucie ne sont pas parvenus à isoler d'effet robuste des infections parasitaires ni sur l'offre de travail, ni sur productivité, ni sur le revenu. Popkin (1978) ne trouve pas non plus de corrélation significative entre la capacité physique des cantonniers philippins (niveau d'hémoglobine et capacité respiratoire) et leur niveau de productivité. De même, Behrman & Wolfe (1984) dans une étude sur des données nicaraguayennes ne constatent pas de relation significative entre l'état de santé mesuré par le nombre de jours de maladie et la probabilité de participer au marché du travail.

Plusieurs hypothèses ont été envisagées pour justifier le peu de significativité de ces résultats : (1) des erreurs de mesure, (2) un problème de spécification du modèle ou (3) un biais lié à l'endogénéité de l'état de santé.

A l'aide d'estimations plus spécifiques, certaines études parviennent à démontrer l'existence d'une liaison entre l'état de santé et l'emploi, même si celle-ci reste néanmoins ténue. C'est le cas notamment avec les travaux de Schultz & Tansel (1993, 1997) sur la Côte d'Ivoire et le Ghana, Lavy, Palumbo & Stern (1995) en Jamaïque ou Murrugarra & Valdivia (1998) au Pérou en ce qui concerne les activités salariées. Dans le cas des activités agricoles on pourra citer Pitt & Rosenzweig (1986) en Indonésie, Nur & Mahran (1988) au Soudan, Castro & Mokate (1988) en Colombie, Conly (1975) au Paraguay, Audibert (1986) au Cameroun ou encore Audibert (1993) et Audibert &

---

<sup>3</sup> Pour une revue complète de ces travaux on pourra se référer à Dumont (1999).

Etard (1998) au Mali. Dans l'ensemble, si ces travaux parviennent généralement à isoler l'effet des conditions sanitaires, ils soulignent également l'existence de mécanismes d'ajustement, liés par exemple à la réallocation de la main d'œuvre, qui contribuent à atténuer les effets attendus.

Une autre explication peut toutefois être avancée pour expliquer le peu de significativité des résultats. Elle a trait à la faiblesse éventuelle de la gravité des affections recensées. En effet, dans l'ensemble des travaux précédemment cités, la dimension sanitaire est systématiquement appréhendée au travers d'indicateurs de morbidité et jamais de handicaps ou d'invalidité. Pour autant ces derniers sont susceptibles d'exercer une influence à la fois plus persistante et peut être plus importante sur la capacité physique et donc sur les conditions d'activité. Dans le cas des États Unis, pour lesquels les informations statistiques sont plus disponibles, cet aspect des conditions sanitaires a donné lieu à quelques évaluations assez convaincantes (Stern -1989 par exemple). Dans les pays en développement où les problèmes d'invalidité sont à la fois plus répandus et moins bien contrôlés médicalement, on peut certainement s'attendre à observer une relation plus marquée encore entre l'invalidité et les conditions d'accès au marché du travail.

Dans cet article, nous proposons d'estimer cette relation sur un échantillon représentatif d'individus de la capitale malgache, Antananarivo. Cette étude se situe donc en milieu urbain et s'appuie sur un indicateur composite d'invalidité qui a été élaboré avec l'aide d'une équipe de médecins.

Après avoir brièvement indiqué le cadre statistique à partir duquel l'étude est menée (Partie II), nous proposons une première analyse descriptive (partie III) qui est ensuite prolongée par un ensemble d'estimations économétriques spécifiques visant à contrôler les éventuels biais de sélectivité et d'endogénéité (Partie IV). La partie V apporte des éléments de conclusion et souligne l'importance des enjeux sanitaires dans la grande île.

## 1. Présentation des sources statistiques

Les données utilisées ont été recueillies au cours d'une enquête socio-économique originale<sup>4</sup> menée au printemps 1997 dans la capitale malgache par le projet MADIO<sup>5</sup>. L'enquête porte sur un échantillon maximal de 3000 ménages représentant environ 15000 individus de l'agglomération d'Antananarivo. Dans ce cadre, un large éventail d'indicateurs sanitaires a été recueilli. Entre autres, nous disposons d'informations sur les handicaps ainsi que sur les affections chroniques et des relevés anthropométriques (taille, poids) pour un sous-échantillon d'adultes (plus de 10 ans) représentatif de la population totale.

Avec l'aide de médecins chercheurs du Credes<sup>6</sup> nous avons développé un indicateur synthétique permettant d'évaluer grossièrement la prévalence des problèmes de santé potentiellement invalidants pour la population de la capitale malgache. La construction de l'indicateur repose sur un médecin chiffreur qui doit attribuer, compte tenu des caractéristiques individuelles de l'enquêté, une note d'invalidité comprise entre 0 (aucune gêne) et 7 (alitement permanent) pour chacune des informations médicales collectées. Dans le cas de Madagascar, nous avons considéré trois types d'information : l'auto évaluation de l'état de santé<sup>7</sup>, les handicaps déclarés<sup>8</sup>, et éventuellement les

---

<sup>4</sup> Il s'agit d'une enquête en trois phases plus ou moins disjointes. La première phase correspond à une enquête emploi extraite du cadre générique de « l'enquête 1-2-3 », à la suite de laquelle une série de questions originales concernant les handicaps et l'effet de la morbidité sur l'offre de travail ont été incluses. La seconde phase de collecte est constituée par l'enquête Santé-Education-Transfert (enquête SET). Celle-ci s'articule autour de trois questionnaires spécifiques posés tour à tour, dans lesquels on interroge tous les individus de cinq ans et plus dans un sous-échantillon représentatif de ménages. Les questions sanitaires sont abordées dans le questionnaire Santé-Fécondité dont l'objectif général est (i) de décrire l'état de santé de la population et d'identifier les comportements en matière de demande de soins curatifs de santé et (ii) d'évaluer les conditions de fécondité, d'utilisation des services de maternité et d'usage de méthodes de planification familiale. Enfin une troisième partie a été incluse qui porte sur un sous-échantillon plus restreint encore et recueille des mesures médicales objectives. Pour tous les individus de 10 ans et plus, un médecin-enquêteur est chargé de collecter des données anthropométriques (taille et poids), de mesurer la tension artérielle, d'analyser les urines à l'aide de bandelettes réactives, d'évaluer l'acuité visuelle et de détecter la présence de cataracte.

<sup>5</sup> Commencé à la fin 1994, le projet MADIO (MADagascar-Dial-Instat-Orstom) a pour objectif d'aider les autorités malgaches dans leur réflexion macro-économique sur le processus de transition.

<sup>6</sup> CREDES- Centre de Recherche et de Documentation en Économie de la Santé, Paris.

<sup>7</sup> Nous avons demandé à chaque personne enquêtée d'estimer sa position sur une échelle à cinq niveaux. Si on se restreint aux individus de plus de 15 ans qui sont susceptibles d'avoir répondu eux-mêmes, les tananariviens se sont situés comme suit :

Très bon état de santé 26,3 % Bon état de santé 47,8% Etat de santé moyen 23,7%

Etat de santé faible 2% Etat de santé franchement mauvais 0,2%

Ces résultats sont étonnamment proches de ceux obtenus pour la population française par Dumesnil, Grandis, Le Fur, Mizrahi & Mizrahi (1997). Une des principales critiques qu'on peut adresser à ce type d'indicateur est que son appréciation est subjective et susceptible de dépendre des conditions socio-économiques. Toutefois, dans le cas malgache, comme avec les données françaises, on trouve relativement peu d'écart dans la répartition de l'indicateur en fonction des quartiles de revenu.

<sup>8</sup> Précisément il s'agit (i) des problèmes de mobilité, (ii) des problèmes de vue invalidants, (iii) des problèmes graves de dentition, (iv) des invalidités de travail et (v) des autres problèmes de santé handicapants dans la vie quotidienne.

affections chroniques (Cf. Dumont 1999 pour une description détaillée de la méthodologie).

L'Indicateur Composite d'Invalidité (*ICI*) est finalement établi en considérant la valeur maximale d'invalidité entre ces différents éléments de chiffrage. Les résultats de base pour l'ensemble de la population de 10 ans et plus sont présentés dans le tableau 1.

Tableau 1 : Prévalence des 'handicaps' au sein de la capitale malgache

Niveau de l'invalidité	Pourcentage de la population concernée	
	Si on ne tient compte que des handicaps (10000 personnes)	Si on tient compte des handicaps et des maladies chroniques potentiellement invalidantes (3200 personnes)
0. pas de gêne	29,2	27,0
1. gêné de façon infime	41,6	40,1
2. peu gêné	11,9	14,0
3. gêné mais mène une vie normale	12,5	13,8
4. doit restreindre un peu ses activités professionnelles ou domestiques	4,3	4,4
5. activité réduite et/ ou ralentie	0,4	0,5
6. n'a pas d'autonomie domestique	0	0
7. alitement permanent.	0,1	0,1

Source : Enquête SET97, Madio, nos propres calculs

L'Indicateur Composite d'Invalidité (*ICI*) offre une vision synthétique des problèmes de santé potentiellement invalidants. Dans ce cadre, on estime que 5% de la population de plus de 10 ans, soit environ 35000 individus, sont atteints d'une manière ou d'une autre par une affection dont la notation en terme d'invalidité est supérieure ou égale à quatre. Par commodité de langage on fera référence à cette sous population comme représentant les 'handicapés'. Ce chiffre assez élevé correspondrait probablement à une estimation basse. En effet, d'une part nous n'avons pas recensé toutes les maladies chroniques, puisque seuls les individus qui ont souffert récemment de leur affection sont susceptibles de l'avoir mentionnée, et d'autre part, les 'handicaps' identifiés sont limités et ils sont recensés sur la foi de déclarations individuelles qui sous-estiment très certainement la prévalence.

La répartition par âge et par genre des problèmes de santé potentiellement invalidants est conforme aux constats habituels. Tout d'abord, on remarque que les femmes sont



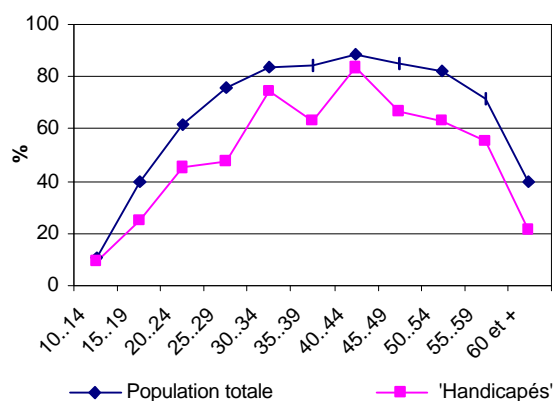
sur-représentées à chaque âge et que l'écart avec les hommes est croissant. On constate également que la prévalence et la gravité des problèmes de santé potentiellement invalidants s'accroît avec la longévité. Hommes et femmes confondus, l'indice moyen passe ainsi de 1,23 avant 40 ans, à 1,74 entre 40 et 60 ans, puis à 2,6 après 60 ans.

## 2. Une analyse descriptive de la relation santé emploi.<sup>9</sup>

*Les 'handicapés' sont défavorisés dans leur accès au marché du travail.*

Si le taux d'activité global est plutôt élevé dans la capitale malgache (63,4%), celui qui s'applique à la sous population 'handicapée'<sup>10</sup> est évidemment plus faible : il est de 47,3%. De même, le taux de pluri-activité des 'handicapés' est inférieur à celui qui s'applique à l'ensemble de la population active occupée : 10,44% contre 12,4%. Ce n'est pourtant pas une plus forte incidence du chômage qui permet de comprendre cette situation mais bien une plus forte proportion d'inactifs. La présentation des taux d'activité par âge renforce ce constat.

Graphique 1 : Taux d'activité par âge



Source : Enquête SET97, Madio, nos propres calculs

<sup>9</sup> Les résultats descriptifs qui concernent le volet santé de l'enquête SET 1997 sont présentés de manière extensive dans Madio (1998).

<sup>10</sup> Dans cette section et dans la suite de ce travail on considère, sauf mention contraire, comme 'handicapée' toute personne dont l'Indicateur Composite d'Invalidité est supérieur ou égal à quatre.

Si les femmes sont plus fréquemment touchées par le handicap que les hommes, une proportion plus réduite d'entre elles n'exerce pas d'activité à cause de problèmes de santé invalidants. En effet, sur l'ensemble de la population, le taux d'activité des hommes est de 12 points supérieur à celui des femmes alors qu'au sein des personnes handicapées les taux sont comparables. Ceci reflète le fait que les femmes 'handicapées' sont fréquemment responsable du ménage et ne peuvent donc pas se permettre de réduire complètement leur activité. En effet, 42% des ménages où le chef est 'handicapé' sont dirigés par une femme alors que dans l'ensemble, elles ne dirigent que 18% des ménages.

Enfin, on signalera que les 'handicapés' sans ressource d'activité perçoivent des revenus qui sont en moyenne sensiblement inférieurs (127 000 fmg) à ceux perçus par les autres inactifs (218 000 fmg).

Lorsqu'ils ont accès à un emploi, les 'handicapés' sont cantonnés dans des secteurs d'activité précaires.

Le taux de salarisation illustre assez bien le caractère précaire des emplois occupés par les handicapés : 53% de la population active employée est salariée alors que parmi les personnes souffrant de maux invalidants cette proportion tombe à 43,6%.

L'analyse de la répartition institutionnelle des 'handicapés' ayant un emploi complète cette observation en montrant que, si l'accès aux secteurs public et social n'est pas significativement différent entre les deux groupes, les personnes souffrant de problèmes de santé invalidants sont à 66% dans le secteur informel et seulement à 19% dans le privé formel (resp. 59% et 26% pour les valides).

De même, on montre que les conditions sanitaires affectent avec d'autres déterminants individuels (âge, niveau d'éducation, secteur institutionnel, type d'emploi) les horaires de travail et les rémunérations.

Tableau 2 : Rémunérations mensuelles par Catégorie Socio-Professionnelle

		<b>Population totale (milliers de Fmg)</b>	<b>Personnes souffrant de problèmes de santé invalidants (milliers de Fmg)</b>	<b>Écart en pourcentage</b>
<b>SECTEUR PRIVE FORMEL</b>	<b>Cadre et patron</b>	658,8	471,4	-28,4 %
	<b>Employé</b>	178,3	162,3	-9,0 %
	<b>Manœuvre</b>	75,0	71,2	-5,1 %
<b>SECTEUR INFORMEL</b>	<b>Cadre et patron</b>	363,9	296,0	-18,7 %
	<b>Travailleur à son compte</b>	146,0	119,0	-18,5 %
	<b>Employé</b>	109,4	77,4	-29,2 %
	<b>Manœuvre</b>	31,9	28,5	-10,7 %

Source : Enquête SET97, Madio, nos propres calculs

Il est intéressant de noter que, dans tous les cas, la rémunération des ‘handicapés’ dans leur activité principale est inférieure à la rémunération moyenne et que l’écart est d’autant moins marqué que l’activité est basse dans l’échelle sociale. C’est en effet pour les manœuvres, tout secteur institutionnel confondu, que l’écart est le plus faible. On pourrait alors expliquer la relative stabilité des rémunérations dans ces catégories d’actifs par la proximité au salaire d’efficience.

La description détaillée des effets du ‘handicap’ sur le taux de salaire horaire et sur le temps de travail hebdomadaire fournit quelques indications supplémentaires (Cf. graphique 2). Ainsi, presque systématiquement, on constate que les écarts sont en défaveur des personnes ‘handicapées’ même si on raisonne à âge, niveau d’éducation ou secteur institutionnel constant.

Concernant le taux de salaire horaire, les résultats sont assez caractéristiques. Ils dénotent des disparités croissantes en fonction du niveau d’éducation, l’écart avec les actifs ‘non handicapés’ passant de 2,8% pour le primaire à presque 24% pour le supérieur. On retrouve ici l’effet lié au niveau de rémunération qui empêche probablement les salaires les plus bas de diminuer encore. De même, on notera que l’écart de rémunération est presque nul pour la tranche d’âge 10-24 ans (c’est à ces âges que le taux de salaire horaire moyen est le plus faible : 419 Fmg) et qu’il est maximal pour la tranche d’âge 40-54 ans (c’est à ces âges que le taux de salaire horaire moyen est le plus élevé : 986 Fmg).

L'effet du 'handicap' sur le temps de travail horaire est quant à lui plus difficile à interpréter, même si on observe globalement un écart en défaveur de la sous population confrontée à des problèmes de santé invalidants. Ce constat peut s'expliquer par exemple si une partie des personnes est contrainte d'exercer son activité plus longtemps pour compenser la perte de revenu liée à une trop faible rémunération horaire.

### **3. Une analyse économétrique de la relation santé emploi**

L'analyse descriptive des données d'enquête a permis de mettre en valeur l'apparence d'une liaison entre les conditions sanitaires individuelles et l'emploi. Toutefois, cette approche trouve ses limites dans la multiplicité des facteurs en cause et ne permet donc pas de statuer définitivement sur l'existence et l'ampleur de la relation. Pour ce faire, il est donc nécessaire de procéder à des analyses économétriques complémentaires.

#### **3.1. Présentation générale de l'estimation.**

Le premier modèle estimé est tout à fait standard. Il comprend deux équations semi-logarithmiques qui caractérisent respectivement le taux de rémunération horaire et le nombre d'heures hebdomadaires exercées dans l'activité principale. La première équation correspond au modèle de gains tel que décrit par Mincer (1974, 1979). L'état de santé intervient parce qu'il est susceptible d'affecter la productivité du travail. D'après la théorie économique, la richesse totale du ménage affecte le salaire de réservation et doit donc figurer parmi les déterminants de l'offre de travail (Killingsworth -1983). Toutefois, puisque nous ne disposons pas des revenus hors activité, le seul facteur explicatif dont nous pouvons tenir compte est le taux de salaire<sup>11</sup>. La seconde équation est donc liée à la première, mais si on suppose que le taux de rémunération horaire est indépendant du nombre d'heures travaillées, le système n'est pas réellement simultané. L'état de santé affecte également l'offre de travail et ce par l'intermédiaire de trois mécanismes antagonistes:

- un effet substitution travail-loisir, transitant par le taux de rémunération (effet positif): parce qu'elles sont plus productives, les personnes en bonne santé seront plus enclines à exercer une activité et seront incitées à travailler plus longtemps.
- un effet revenu (effet négatif): si les loisirs sont des biens normaux, parce qu'elles perçoivent des revenus supérieurs les personnes en bonne santé auront tendance à consacrer plus de temps à l'inactivité.
- un effet direct sur la capacité de travail (effet positif) : les personnes en bonne santé ont une force de travail supérieure et peuvent donc, toutes choses égales par ailleurs, exercer leur activité plus longtemps.

Finalement, on peut poser le système sous la forme suivante:

$$[1] \begin{cases} \ln w = a_1 \cdot X_1 + a_2 \cdot S + u \\ \ln h = b_1 \cdot X_2 + b_2 \cdot S + b_3 \cdot \ln w + v \\ \quad = g_1 \cdot X_1 + g_2 \cdot X_2 + g_3 \cdot S + v' \end{cases}$$

$w$  le taux de salaire perçu dans l'activité principale  
 $h$  les heures effectuées dans l'activité principale  
 $S$  un indicateur de l'état de santé individuel  
 $X_1, X_2$  des variables explicatives individuelles ou familiales  
 $u, v, v'$  les termes d'erreur supposés normalement distribués

L'estimation de ces équations doit toutefois tenir compte du fait qu'on n'observe les variables dépendantes que si l'individu exerce effectivement un emploi. Or, cette perspective n'est pas aléatoire puisqu'elle dépend de la façon dont chacun valorise le temps (loisir, auto-production), c'est-à-dire du salaire de réservation. Dès lors, l'estimation par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) est soumise à un biais de sélection.

Dans ce cas simple, où il n'y a qu'une seule variable de contrôle, on peut cependant redresser le biais de sélection en appliquant la procédure de Heckman (1979) à deux étapes. Ce faisant, on estime en fait un modèle de salaire et d'heures potentiels.

---

<sup>11</sup> Celui-ci est issu des données sur l'emploi de la première phase de l'enquête. Il ne concerne que l'activité principale. Les personnes qui ne peuvent pas ou ne souhaitent pas donner d'indication sur leur revenu sont incitées à le faire dans une question plus indirecte où on leur demande de se situer dans des tranches. On utilise alors cette information et celle sur le temps de travail pour estimer un taux de salaire horaire pour tous les actifs.

1. On commence par évaluer l'équation de participation au marché du travail à l'aide d'un modèle PROBIT. Les prédictions obtenues permettent alors de calculer le ratio de Mills, noté  $\lambda$ .

2. Dans un second temps, on considère l'estimation des deux équations du système [1] en incluant  $\lambda$  parmi les variables explicatives. La significativité du coefficient associé au ratio de Mills renseigne sur l'existence effective du biais de sélection.

Quelles sont les variables explicatives qu'il convient de retenir ? Concernant le vecteur  $X_1$  qui intervient dans toutes les régressions, on retiendra d'abord les déterminants usuels du modèle de gains, à savoir les indicateurs de scolarisation et d'expérience professionnelle. La formation scolaire est mesurée par l'intermédiaire du nombre d'années d'étude réussies. L'expérience professionnelle est appréhendée au travers de l'âge et son carré. On contrôle également de manière systématique pour le genre, pour le secteur d'activité (formel ou informel) et pour le statut de l'emploi (salarié ou non salarié). L'introduction de ces déterminants se justifie s'il existe des problèmes de discrimination ou de segmentation sur le marché du travail. On pourra se référer à l'Annexe 1 pour une description précise des variables.

Parmi les variables explicatives qui figurent dans l'équation de participation, on retrouve l'ensemble des déterminants précédents (vecteur  $X_1$  et indicateur sanitaire). Afin de permettre l'identification, il est nécessaire cependant d'ajouter quelques variables spécifiques. Pour l'essentiel, celles-ci concernent des caractéristiques structurelles du ménage. Elles regroupent des indicateurs démographique tels que le nombre d'enfants de moins d'un an, de un à trois ans, ou de trois à neuf ans, le nombre de membres inactifs, ainsi que des variables relatives au groupe ethnique ou à la confession. D'autres variables individuelles sont ajoutées, qui concernent les caractéristiques du père (niveau d'éducation et statut dans l'activité du père quand l'individu avait 15 ans), afin de rendre de compte des opportunités d'insertion sur le marché du travail. Enfin, le fait de parler ou non couramment français a été considéré.

Tableau 3 : Effets attendus des différentes variables explicatives dans chacune des équations estimées

	Équation de salaire	Équation de temps de travail	Équation de participation
Éducation	>0	Effet >0 lié à la productivité et <0 lié au coût d'opportunité	Effet >0 lié aux opportunités d'emploi et <0 lié au coût d'opportunité
Expérience professionnelle ou âge	>0 marg. décroissant	??	Effet >0 de l'âge marg. décroissant
Indicateur de handicap	<0	<0	<0
Être un homme	0 si discrimination	>0	>0
Emploi dans l'informel	<0	<0	
Emploi salarié	>0	??	
Nombre de jeunes enfants			<0 pour les femmes
Nombre d'inactifs			>0
Ménage monoparental			??
Minorité ethnique ou confessionnelle			<0 si discrimination
Éducation et activité du père			>0
Parler couramment français			>0

La population, sur laquelle portent les estimations économétriques, inclut tous les individus âgés de 20 ans et plus, ayant déclaré avoir cessé leurs études, pour lesquels on dispose de l'information nécessaire sur le salaire, le temps de travail et les diverses variables explicatives y compris les indicateurs sanitaires. Dans le cas de l'Indicateur Composite d'Invalidité-*ICI*<sup>12</sup>, on recense environ 7 000 individus satisfaisant à ces conditions, dont environ 5 000 actifs occupés (inactifs et chômeurs sont considérés dans la même catégorie).

### 3.2. Estimations de base à partir de l'Indicateur Composite d'Invalidité

Les premiers résultats (non présentés), obtenus sans correction pour les éventuels biais de sélection, font apparaître des effets négatifs et significatifs des handicaps, mais relativement limités, du moins sur le taux de rémunération. Ainsi, le fait de gagner 1

<sup>12</sup> L'Indicateur Composite d'Invalidité est ici considéré dans une perspective un peu restrictive, en se limitant aux handicaps, afin de conserver la plus grande base de données possible.

rang dans l'*ICI*, génère un effet comparable sur cette variable, à un quart d'année de scolarisation supplémentaire.

L'éducation exerce quant à elle une influence positive assez marquée sur les capacités de gains : une année de formation supplémentaire correspond à environ 10% de salaire en plus. En revanche, elle produit un effet négatif et significatif sur l'offre de travail. Ceci laisserait donc à penser que l'effet sur le coût d'opportunité du temps domine l'effet sur les revenus. L'expérience professionnelle dénote pour sa part une liaison positive et marginalement décroissante dans chacune des deux équations. Ce constat est confirmé indépendamment de la façon dont on représente cette variable<sup>13</sup>.

En outre, on remarque que, toutes choses égales par ailleurs, les hommes perçoivent une rémunération plus importante et qu'ils travaillent un plus grand nombre d'heures. Enfin, ceux qui exercent dans le secteur formel, ou ceux qui sont à leur propre compte, reçoivent un salaire horaire plus élevé. Dans cette configuration, ce sont donc les salariés du secteur informel qui perçoivent les rémunérations horaires les plus faibles.

L'application de la procédure de Heckman nécessite d'estimer un modèle de participation (Tableau 4 reg 1 & 2). Cette procédure est répétée séparément pour les hommes et les femmes, étant donné qu'on sait que les conditions d'accès au marché du travail sont distinctes selon les genres (Killingsworth M. & Heckman J., 1986).

---

<sup>13</sup> Toutefois, nous avons testé d'autres variables pour représenter l'expérience professionnelle. Par exemple, nous avons utilisé l'âge diminué de la durée de scolarisation. Cette proxy conduit à des résultats comparables, mais elle fragilise toutefois l'estimation de l'effet de la scolarisation. En outre, il est à noter que nous ne disposons pas exactement de la durée de la scolarisation, mais du nombre d'années d'études réussies qui rend moins bien compte de la durée d'inactivité pré-professionnelle. Un autre indicateur a également été testé qui se fonde sur une question de l'enquête emploi dans laquelle on interroge les actifs sur la durée de leur spécialisation dans l'emploi actuel. Toutefois, parce que l'utilisation de cette information a produit des résultats particulièrement instables, nous ne l'avons pas retenue.



Tableau 4: Estimation du modèle de non participation (PROBIT) +15 ans

	Hommes (1)		Femmes (2)	
Constante	+1.9059**	(0.2899)	+0.8388**	(0.2198)
Âge	-0.1776**	(0.0114)	-0.0773**	(0.0084)
Âge2	+2.1201**	(0.1298)	+1.0854**	(0.1009)
Éducation	+0.0169	(0.0117)	+0.0115	(0.0085)
ICI	+0.2117**	(0.0293)	+0.0724**	(0.0205)
Parler français	-0.0087	(0.0906)	-0.1260*	(0.0662)
Ménage monoparental	+0.3977**	(0.1113)	-0.3533**	(0.0817)
Nbenf1	-0.2446**	(0.0883)	+0.0978*	(0.0520)
Nbenf3	-0.0524	(0.0726)	+0.0938**	(0.0475)
Nbenf9	-0.0466	(0.0367)	-0.0145	(0.0242)
Nbinact	+0.1003**	(0.0225)	+0.0278 <sup>11%</sup>	(0.0175)
ETH	-0.1677*	(0.0944)	-0.1252*	(0.0675)
REG	-0.3924**	(0.1933)	-0.2500*	(0.1504)
Père actif ⊗	-0.0882	(0.0843)	-0.1855**	(0.0611)
Éducation du père	+0.0218**	(0.0110)	+0.0263**	(0.0081)
Log Vraisemblance	-1000.64		-2138.08	
Nombre d'observations	3325 dont 2905 actifs occupés		3671 dont 2516 actifs occupés	

Source : Enquête SET97, Madio, nos propres calculs

\*\* significatif au seuil de 5%; \* significatif au seuil de 10%, ∅ non significatif au seuil de 10%

Ecart-type entre parenthèses ⊗ lorsque l'individu avait 15 ans

Il est à noter, que le modèle PROBIT explique ici la probabilité de ne pas participer au marché du travail et que les signes négatifs (resp. positifs) doivent donc être interprétés comme des déterminants favorables (resp. défavorables) à la probabilité d'exercer un emploi. Par exemple, l'Indicateur Composite d'Invalidité (ICI) dénote un signe positif et très significatif qui doit s'interpréter comme représentant le fait que ceux qui souffrent d'un problème de santé dont le coefficient d'invalidité est élevé ont une plus faible probabilité d'exercer un emploi.

Les autres résultats sont conformes aux effets attendus, à savoir: l'effet positif marginalement décroissant de l'âge, la contribution positive pour les hommes et

négative pour les femmes de la présence d'enfants en bas âge<sup>14</sup>, et l'influence négative du fait d'appartenir à une minorité ethnique ou religieuse ; un constat qui met en lumière des problèmes potentiels de discrimination sur le marché du travail dans la capitale malgache. En outre, le fait de savoir parler français n'est significatif que pour les femmes qui sont assez nombreuses à exercer des emplois de maison pour lesquels cette aptitude est généralement requise. Enfin, le statut du père dans l'activité lorsque l'individu avait 15 ans, apparaît avec un signe négatif et significatif. Ceux dont le père est inséré sur le marché du travail sont donc favorisés dans leur recherche d'emploi<sup>15</sup>. En revanche, les variables liées à l'éducation du père ou à celle de l'individu lui même influencent faiblement et négativement la probabilité d'exercer un emploi. Ce résultat, somme toute surprenant, peut être interprété au travers de l'effet du niveau d'éducation sur le salaire de réservation. Il existe en effet, dans la capitale malgache, un chômage d'attente à l'entrée dans le secteur formel qui est relativement qualifié et important<sup>16</sup>.

Conformément à la seconde étape de la procédure de Heckman, les régressions suivantes reprennent le modèle de gains et le modèle d'heures en incluant le ratio de Mills (Tableau 5 reg 3 & 4).

---

<sup>14</sup> Toutefois, la présence d'enfants de 3 à 9 ans (resp. de plus de 9 ans) n'influence pas significativement la probabilité de participer au marché du travail pour les hommes (resp. pour les femmes).

<sup>15</sup> Ce résultat incombe probablement pour partie à l'existence d'un grand nombre d'unités de production familiales informelles.

<sup>16</sup> Selon les premiers résultats de l'enquête emploi menée à Antananarivo en 1997, le niveau d'études des chômeurs est relativement élevé puisque 62,8% sont allés au delà du primaire et 12,8% ont côtoyé l'université. Parmi les primo demandeurs, le niveau moyen d'étude dépasse huit années. Il existerait donc un chômage d'attente à l'entrée dans le secteur moderne.

Tableau 5 : Estimation du temps de travail et du taux de rémunération selon les genres (MCO corrigés du biais de sélectivité) + 20 ans

	ln(w)		ln(h)	
	Hommes (3)	Femmes(4)	Hommes (3')	Femmes (4')
Constante	-1.5972** (0.1532)	-1.4968** (0.1811)	+3.7128** (0.0882)	+3.5705** (0.1223)
Âge	+0.0758** (0.0122)	+0.0634** (0.0108)	+0.0047 (0.0072)	-0.0197** (0.0075)
Âge2 (10 <sup>-3</sup> )	-0.7450** (0.1465)	-0.6420** (0.1362)	-0.0963 (0.0864)	+0.2234** (0.0953)
Éducation	+0.0922** (0.0042)	+0.1057** (0.0051)	-0.0126** (0.0025)	-0.0089** (0.0035)
ICI	-0.0668** (0.0194)	-0.0309* (0.0182)	-0.0068 (0.0115)	-0.0068 (0.0125)
Informel	-0.4239** (0.0429)	-0.7485** (0.0508)	+0.0203 (0.0249)	-0.1222** (0.0332)
Salarié	-0.4305** (0.0421)	-0.5790** (0.0460)	+0.1550** (0.0242)	+0.0988** (0.0299)
Coef. de sélect. lié à l'activité	-0.2027** (0.0696)	-0.2352* (0.1267)	+0.0185 (0.0413)	+0.4128** (0.0892)
R <sup>2</sup> ajusté	0.3269	0.3863	0.0389	0.0418
Fisher	180.81	183.38	16.49	15.09
Nombre d'observations	2592	2028	2680	2259

Source : Enquête SET97, Madio, nos propres calculs

\*\* significatif au seuil de 5%; \* significatif au seuil de 10%, ∅ non significatif au seuil de 10% Ecarts-type entre parenthèses

Au vu de ces résultats, il apparaît d'abord que le biais de sélectivité est significatif, sauf dans le modèle d'heures pour les hommes. Dans l'équation de salaire, le signe du coefficient est toujours négatif. Les estimations 3 et 4 confirment et renforcent l'effet estimé des 'handicaps' sur la capacité de gains pour les hommes, comme pour les femmes. Pour les premiers, le coefficient est multiplié par près de 2,5 par rapport aux estimations non corrigées pour les biais de sélectivité, alors que pour les femmes il s'accroît d'environ 50%.

En revanche, les estimations 3' et 4' invalident l'effet précédemment identifié de l'ICI sur le temps de travail. Celui-ci résultait donc, principalement d'un biais de sélection qui pourrait par exemple s'expliquer par le fait que les inactifs sont plus souvent handicapés et qu'ils se distinguent peu par leur offre de travail potentielle. Finalement, aucun des trois effets théoriques attendus précédemment discutés ne domine les autres. On soulignera par ailleurs que la faiblesse des R<sup>2</sup>, si elle n'est pas atypique, incite néanmoins à considérer les résultats avec prudence.

Notons enfin que la distinction selon les genres et la prise en compte des biais de sélectivité n'affectent pas la contribution des autres variables, ni sur le taux de rémunération, ni sur le temps de travail.

Dans l'ensemble, les estimations présentées soulignent l'importance des caractéristiques de l'emploi. Ces résultats ne sont guère surprenants si on considère la singularité du salariat et celle des emplois informels. A Madagascar, les salariés formels bénéficient d'un salaire minimum et dans la fonction publique, qui concentre une proportion importante de ces emplois<sup>17</sup>, les taux de rémunération sont administrés. De même, la réglementation du travail qui prévoit le plafonnement du temps de travail hebdomadaire à 40 heures ne s'applique qu'au sein du secteur formel. Dans ces conditions, il est à penser que les déterminants du modèle de gains et d'offre de travail sont de natures distinctes selon le type d'emploi. Les régressions suivantes se situent dans cette perspective en distinguant explicitement les emplois formel et informel<sup>18</sup> (Tableau 6 reg 5 & 6).

Tableau 6: Estimations du temps de travail et du taux de rémunération par type de secteur (MCO corrigés du biais de sélectivité) +20 ans

	ln(w)		ln(h)	
	Formel (5)	Informel (6)	Formel (5')	Informel (6')
Constante	-2.2861** (0.1664)	-1.8086** (0.1550)	+3.8257** (0.0873)	+3.4546** (0.1046)
Âge	+0.0864** (0.0115)	+0.0399** (0.0109)	-0.0011 (0.0063)	-0.0030 (0.0075)
Âge2 (10 <sup>-3</sup> )	-0.8134** (0.1436)	-0.4060** (0.1309)	-0.0523 (0.0789)	+0.0225 (0.0899)
Éducation	+0.1015** (0.0039)	+0.0910** (0.0050)	-0.0137** (0.0022)	-0.0081** (0.0034)
ICI	-0.0668** (0.0164)	-0.0200 (0.0197)	-0.0090 (0.0090)	-0.0132 (0.0134)
Sexe	+0.1966** (0.0568)	+0.4085** (0.0684)	+0.1134** (0.0315)	+0.1145** (0.0471)
Salarié	-0.2926** (0.0603)	-0.5781** (0.0384)	+0.0893** (0.0264)	+0.1581** (0.0268)
Coef. de sélect. lié à l'activité	-0.2153** (0.0683)	-0.1157 (0.0813)	+0.0176 (0.0380)	+0.1444** (0.0562)
R <sup>2</sup> ajusté	0.3835	0.2593	0.0702	0.0536
Fisher	193.901	123.463	25.458	22.616
Nombre d'observations	2171	2449	2266	2673

Source : Enquête SET97, Madio, nos propres calculs

\*\* significatif au seuil de 5%; \* significatif au seuil de 10%, Ø non significatif au seuil de 10% Ecart-type entre parenthèses

<sup>17</sup> Selon l'enquête emploi, 14,3% des actifs occupés de la capitale seraient employés dans le secteur public.

<sup>18</sup> Il aurait peut-être été préférable de distinguer les emplois privés formels des emplois publics, mais nous aurions alors eu trop peu d'observations pour mener à bien nos estimations. Ce choix peut en outre se justifier par le fait qu'à Madagascar les salaires du secteur privé formel et du secteur public sont liés par une indexation implicite.

Même si elles restent d'une qualité tout à fait médiocre, les estimations du modèle d'heures sont ici un peu plus fiables. Les résultats sont assez homogènes et confirment l'effet des facteurs humains sur l'offre de travail. Dans le cas du secteur informel par exemple, le niveau d'éducation est négativement relié à l'offre de travail, de même que les 'handicaps' qui ne sont cependant pas significatifs<sup>19</sup>.

Concernant le modèle de gains, on constate d'abord que dans le secteur informel, les rendements de l'éducation et de l'expérience sont sensiblement plus faibles. Par ailleurs, le fait que le ratio de Mills soit significatif dans le secteur formel met en évidence un phénomène de sélection important sur le marché du travail moderne. On constate ensuite, que les signes associés au coefficient de l'*ICI* sont systématiquement négatifs. Ceci indique que les individus confrontés à un problème de santé dont le coefficient d'invalidité est élevé perçoivent, toutes choses égales par ailleurs, un salaire inférieur. Toutefois, dans le cas des emplois informel ce résultat n'est pas robuste. Trois types d'arguments au moins peuvent être invoqués pour justifier ce constat :

- *le premier fait référence à un problème de mesure.* En effet, la fiabilité des informations statistiques concernant les taux de rémunération horaire est, manifestement, plus médiocre pour les travailleurs indépendants et dans le cas des activités informelles. Les fluctuations d'activité et les difficultés liées à l'évaluation des bénéfices expliquent ce constat. De ce fait, on observe que la significativité de toutes les variables et que les  $R^2$  des estimations sont sensiblement réduits.
- *la seconde justification est liée à un problème d'endogénéité.* Même si nous ne l'avons pas encore mentionné, il ne fait pas de doute que l'état de santé est susceptible d'être affecté par les conditions de vie et plus précisément, par les conditions matérielles et par le revenu. De ce fait, on peut craindre que l'état de santé et le potentiel de gains s'influencent mutuellement. En d'autres termes, il est possible que la variable sanitaire soit endogène. Dans le cas des maladies chroniques et des handicaps, cette éventualité est toutefois moins évidente puisque l'état sanitaire ne procède pas

---

<sup>19</sup> Dans le cas des salariés, le modèle d'heures est évidemment très peu prédictif, mais il fait néanmoins valoir un effet négatif assez marqué lié à l'emploi informel.

d'une situation immédiate, mais résulte de difficultés antérieures à l'observation. Les risques de biais d'endogénéité persistent néanmoins.

En outre, les travaux de B. Bidani & M. Ravallion (1997) ont montré que les pauvres sont disproportionnellement exposés aux problèmes de santé. Or ceux qui exercent une activité dans le secteur informel sont sensiblement plus vulnérables et perçoivent, toutes choses égales par ailleurs, des revenus nettement inférieurs. Dans ce cadre, il est donc possible que les problèmes d'endogénéité soient plus marqués pour cette sous population et qu'ils contribuent ainsi à expliquer pourquoi les effets des handicaps ne sont pas significatifs dans le cas des emplois informels.

- *le troisième argument est plus direct. Il a trait à la faiblesse des rémunérations dans le secteur informel.* En effet, il est possible que la productivité moyenne du travail soit tellement faible dans ce secteur que celui-ci se trouve proche du salaire d'efficience. On comprend alors pourquoi, même en présence de limitations physiques on ne peut pas observer de réduction supplémentaire de la rémunération horaire potentielle.

Les deux premières remarques appellent le même traitement qui permettra d'évaluer implicitement la pertinence du troisième argument : il faut instrumenter l'ICI. La partie suivante s'y consacre.

### 3.3. Présentation du principe et des résultats de la procédure d'instrumentation pour l'ICI

La procédure d'instrumentation permet de résoudre les problèmes de convergence des MCO dans la situation générique où les variables explicatives sont corrélées avec les résidus. Ce cas de figure peut se présenter dans deux configurations distinctes :

- si on a un modèle d'équations simultanées implicites (problème d'endogénéité),
- s'il y a une erreur de mesure non aléatoire sur les variables explicatives ou sur les variables dépendantes.

Ici, les deux types de problèmes peuvent éventuellement se produire. Pour remédier à cette difficulté la procédure est théoriquement assez simple. Il suffit en effet de projeter la variable explicative dans un plan orthogonal à celui des résidus, puis d'utiliser la

valeur estimée pour expliquer la variable dépendante. Si on choisit d'appliquer deux fois les MCO, on parle alors de Double Moindre Carré (DMC). En fait la difficulté principale dans la mise en œuvre de cette technique réside dans le choix des instruments, c'est-à-dire des variables qui vont permettre de procéder à la première partie de l'estimation<sup>20</sup>. Fondamentalement, les instruments doivent être très corrélés avec les variables explicatives endogènes et pas du tout avec les résidus.

Parmi les instruments acceptables, on peut compter sur les variables explicatives non endogènes figurant dans la régression de base. Mais d'autres déterminants sont nécessaires afin de permettre l'identification de tous les paramètres. Concernant les indicateurs sanitaires, on peut utiliser des variables représentant la disponibilité de l'offre sanitaire, les caractéristiques de l'environnement sanitaire ou les prix locaux des biens (Cf. Deolalikar –1988 et Behrman & Deolalikar -1988). Parce que nos données concernent une zone géographique très limitée, la capitale, et que celle-ci est essentiellement urbaine et donc très concentrée, nous ne pouvons pas mobiliser les instruments habituellement proposés dans la littérature. En outre, les variables que nous utilisons doivent également se distinguer de celles qui sont utilisées pour expliquer la probabilité de participer au marché du travail.

En plus des variables exogènes des équations de base, nous utilisons comme instruments le type d'habitat (Hab) et l'accès à l'eau potable (Sanit), afin de rendre compte du revenu de longue période et des conditions générales d'hygiène, la taille du ménage (Tailmen), ainsi que la présence et le statut du père dans l'activité lorsque l'individu avait 15 ans ('Présence du père' et 'Père actif').

Avant de procéder à l'estimation une remarque supplémentaire s'impose. En effet, l'Indicateur Composite d'Invalidité n'est pas une variable quantitative, mais qualitative représentée par des tranches dont on peut supposer qu'elles émanent d'une variable latente continue. La pertinence de l'estimation par les MCO dépend alors du fait qu'on puisse faire une hypothèse de linéarité sur la variable non observée. Or, a priori, rien ne permet de garantir qu'une telle hypothèse soit valide, même en première

---

<sup>20</sup> En réalité, l'estimation est compliquée par le fait que les écarts types produits par la seconde étape des DMC sont biaisés. Toutefois, la plupart des logiciels de traitement statistiques intègrent les corrections nécessaires. Nous utilisons pour notre part la procédure SYSLIN de SAS.

approximation. Dans ce cas, il est nécessaire de procéder à l'estimation d'un modèle de type PROBIT ordonné pour instrumenter l'indicateur (Cf. Annexe 2). En définitive nous avons mis en œuvre les deux types d'instrumentation. Les résultats de la première étape sont donnés dans le tableau 7 :

Tableau 7 : Instrumentation de l'indicateur de handicap (MCO et Probit ordonnés) +20 ans

	ICI (7)		ICI (8)	
	MCO		Probit Ordonné	
Constante	+0.9591**	(0.1559)	-0.2430 <sup>12%</sup>	(0.1595)
			+1.1530**	(0.1604)
			+1.7046**	(0.1608)
			+2.5877**	(0.1621)
			+3.6398**	(0.1709)
			+4.1948**	(0.1946)
Âge	+0.0189**	(0.0052)	+0.0344**	(0.0053)
Âge2 (10 <sup>-3</sup> )	+0.1380**	(0.0581)	-0.0463	(0.0591)
Éducation	-0.0192**	(0.0036)	-0.0198**	(0.0037)
Sexe	-0.2189**	(0.0265)	-0.2201**	(0.0272)
HAB	-0.0727	(0.0603)	-0.0799	(0.0617)
SANIT	-0.1838**	(0.0449)	-0.2065**	(0.0463)
REG	+0.0941	(0.0930)	+0.1245	(0.0960)
ETH	+0.0010	(0.0436)	+0.0081	(0.0419)
Tailmen	-0.0264**	(0.0056)	-0.0280**	(0.0058)
Père actif ⊗	-0.1657**	(0.0694)	-0.1704**	(0.0706)
Présence du père ⊗	+0.1545**	(0.0771)	+0.1542**	(0.0785)
	R <sup>2</sup> ajusté : 0.1637		Log Vraisemblance -85036.9	
	Fisher : 104.272			
Nombre d'observations	5420		5420	

Source : Enquête SET97, Madio, nos propres calculs

\*\* significatif au seuil de 5%; \* significatif au seuil de 10%, ∅ non significatif au seuil de 10%

Ecart-type entre parenthèses ⊗ lorsque l'individu avait 15 ans

Le premier constat concerne la qualité générale des estimations et l'homogénéité des résultats. En effet, même si dans les MCO le R<sup>2</sup> n'est pas exceptionnellement élevé, il est satisfaisant et la significativité globale du modèle est bonne dans tous les cas. Certaines variables telles que l'âge ou le genre contribuent largement à ce constat : les femmes et les personnes âgées sont effectivement plus touchées par les handicaps. Les variables liées à l'environnement sanitaire sont également assez significatives et sont accompagnées du signe négatif attendu. Toutefois, nous avons dû exclure la variable Sanit parce qu'elle s'est avérée constituer un très mauvais instrument, mais la qualité



des régressions (Tableau 7 reg 7 & 8) n'est pas altérée par cette modification<sup>21</sup>. Par ailleurs, on remarquera que plus la taille du ménage est importante, plus les risques morbides sont réduits. Toutes choses égales par ailleurs, ce résultat semble indiquer l'existence d'effets d'échelle dans la production domestique de santé.

On constate par ailleurs que le fait que le père ait exercé une activité lorsque l'individu avait 15 ans est positif (le coefficient est négatif) et très significatif sur les conditions de santé actuelles de l'enquêté. La persistance de cet effet, au sein de la population adulte (20 ans et plus) souligne l'importance des conditions sanitaires pendant l'enfance et l'adolescence.

Tableau 8 : Estimation du temps de travail et du taux de rémunération (Double Moindre Carré et instrumentation par Probit Ordonné) +20 ans

	ln(w)		ln(h)	
	(9) MCO	(10) PROBIT	(9') MCO	(10') PROBIT
Constante	-1.7238** (0.1370)	-1.6881** (0.1165)	+3.7155** (0.0864)	+3.6723** (0.07259)
Âge	+0.0491** (0.0096)	+0.0531** (0.0082)	-0.0023 (0.0064)	-0.0038 (0.0052)
Âge2 (10 <sup>-3</sup> )	-0.4770** (0.0932)	-0.4914** (0.0876)	+0.0197 (0.0602)	+0.0400 (0.0563)
Éducation	+0.1033** (0.0044)	+0.1012** (0.0045)	-0.0124** (0.0028)	-0.0126** (0.0029)
Sexe	+0.2703** (0.0571)	+0.2450** (0.0541)	+0.0770** (0.0378)	+0.0796** (0.0348)
ICI *	+0.0804 (0.1579)	-0.0249 (0.1485)	-0.1032 (0.1090)	-0.0945 (0.0943)
Informel	-0.5762** (0.3314)	-0.5752** (0.0328)	-0.0441** (0.0206)	-0.04417** (0.0202)
Salarié	-0.5008** (0.0315)	-0.5005** 0.0312	+0.1285** (0.0194)	+0.1286** (0.0191)
Coef. de sélect. lié à l'activité	-0.0659 (0.0475)	-0.0644 (0.0472)	+0.1089** (0.03116)	+0.1097** (0.0306)
R <sup>2</sup> ajusté	0.3641	0.3687	0.0624	0.0645
Fisher	331.796	338.368	42.117	43.601
Nombre d'observations	2592	2028	2680	2259

Source : Enquête SET97, Madio, nos propres calculs

\*\* significatif au seuil de 5%; \* significatif au seuil de 10%, Ø non significatif au seuil de 10%  
Ecart-type entre parenthèses ☆ Variable instrumentée

<sup>21</sup> Nous avons également testé d'autres variables liées par exemple aux facilités d'aisance ou au type d'éclairage mais les résultats sont essentiellement les mêmes

Malheureusement, les procédures d'instrumentation ne permettent pas d'aboutir à des résultats probants puisque l'Indicateur Composite d'Invalidité n'est plus significatif (Tableau 8 reg 9 & 10). En outre, avec les DMC il n'a même plus le bon signe alors qu'avec l'instrumentation par le Probit Ordonné, le coefficient est négatif mais très faible du moins dans l'équation de salaire. Ce constat peut trouver au moins trois types de justifications :

- l'*ICI* n'exerce finalement pas d'effet autonome sur la capacité de gains et la relation précédemment identifiée reposait finalement sur une causalité inverse.
- dans le cas de l'instrumentation par l'intermédiaire du PROBIT, les T de Student sont biaisés. En théorie, il serait donc possible que le coefficient soit significatif, mais cette possibilité est très peu probable étant donnée l'importance des écarts-type.
- finalement l'explication la plus vraisemblable reste que la pertinence des vrais instruments est insuffisante pour représenter correctement l'indicateur d'invalidité. Concrètement, dans les estimations 7 et 8 (Tableau 7), la plus grande part de la variance est expliquée par les indicateurs de sexe, d'âge et d'éducation. Cette perspective est finalement assez peu surprenante puisque les déterminants de la maladie sont le plus souvent imputables à des conditions très antérieures à l'observation.

L'analyse des effets de l'*ICI*, dans le cas des activités informelles et pour les entrepreneurs individuels (EI), qui avait motivé cette nouvelle série d'estimations n'indique pas réellement des résultats plus favorables. En fait c'est dans le modèle d'heure que les effets sont les plus significatifs : le fait d'être confronté à des problèmes de santé invalidants affecte négativement le nombre d'heures travaillées au seuil de 18% dans l'informel et de 13% pour les EI.

## **Conclusion**

Dans cet article nous avons tenté d'évaluer, au travers d'analyses descriptives et économétriques, l'impact des problèmes d'invalidité sur l'accès au marché du travail et le potentiel de gains dans le contexte de la capitale malgache.

L'analyse descriptive de la première section a permis de donner l'intuition des résultats démontrés ultérieurement de manière plus détaillée. Principalement on retiendra que les malgaches confrontés à des problèmes de santé potentiellement invalidants sont

pénalisés dans leur accès au marché du travail : (i) ils sont plus fréquemment inactifs, (ii) lorsqu'ils exercent une activité, celle-ci se situe plus souvent dans des secteurs de faible productivité et (iii) ils perçoivent en moyenne des revenus plus faibles que les valides (même au sein des inactifs).

Les estimations économétriques ont permis d'améliorer sensiblement l'estimation des effets des conditions sanitaires et ce, principalement dans deux directions : (1) d'une part en permettant de procéder à des évaluations 'toutes choses égales par ailleurs' et (2) d'autre part en permettant de redresser un certain nombre de biais éventuels (biais de sélectivité et d'endogénéité principalement).

Au vu de l'ensemble des résultats précédents, on retiendra un certain nombre d'effets liés aux problèmes de santé potentiellement invalidants tels que représentés par l'Indicateur Composite d'Invalidité<sup>22</sup>. Nous avons pu ainsi montrer qu'à Antananarivo :

- les handicaps conditionnent significativement l'accès au marché du travail.
- les handicaps exercent un effet dépréciatif sur la capacité de gains. Toutes choses égales par ailleurs gagner 2 rangs dans l'*ICI* est équivalent à respectivement 1,45 années de scolarisation pour les hommes et 0,58 pour les femmes. Ces résultats sont toutefois compromis par une procédure d'instrumentation qui souligne par ailleurs l'importance des problèmes d'endogénéité. En ce domaine, le choix des instruments semble être le principal problème.
- les estimations font apparaître un effet beaucoup plus marqué des handicaps dans le secteur formel et pour les emplois salariés. Dans le cas du secteur informel, nous n'avons pas pu mettre en évidence d'effet lié aux handicaps sur le potentiel de gains. La proximité des rémunérations au salaire de subsistance dans ce secteur peut permettre de justifier ce constat.
- enfin, on notera que les estimations du modèle d'heures sont quant à elles plus incertaines. Si l'*ICI* affecte négativement l'offre de travail dans les régressions de base,

---

<sup>22</sup> En mobilisant les données issues de l'enquête médicale, nous avons testé l'effet d'autres indicateurs d'invalidité tels que les problèmes de vue, l'hypertension ou la malnutrition, mais aucun de ces indicateurs n'a dénoté une influence significative ni sur l'emploi, ni sur les taux de rémunération, ni sur le temps de travail. Le très faible nombre de personnes concernées par l'un seulement de ces divers handicaps ne permet pas d'avoir un nombre suffisant d'observations pour effectuer des traitements économétriques satisfaisants.

cet effet disparaît après contrôle des biais de sélectivité. Il semble néanmoins que les 'handicaps' affectent négativement, sauf pour les individus les plus jeunes, le temps de travail, mais la significativité des coefficients et des régressions est faible.

## Bibliographie

**Audibert M. & Etard JF.**, 1998, *Impact of Schistosomiasis on Rice Output and Farm Inputs in Mali.*, Journal of African Economies, vol 7 n° 2, pp185-207.

**Audibert M.**, 1986, *Agricultural Non-Wage Production and Health Status. A Case Study in Tropical Environment.*, Journal of Development Economics, n°24, pp 275-291.

**Audibert M.**, 1993, *Invalidité Temporaire et Production Agricole: Les Effets de la Draculose dans une Agriculture de Subsistance.*, Revue d'Economie du Développement, n°1/93, pp 23-35.

**Baldwin R. & Weisbrod B.**, 1974, *Disease and Labor Productivity.*, Economic Development and Cultural Change, n°22, pp 414-435.

**Becker GS.**, 1964, *Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education.*, Columbia University Press, ISBN 87014-080-9, 187 p.

**Behrman JR. & Deolalikar A.**, 1988, *Health and Nutrition.*, in "Handbook of Development Economics", vol 1, Elsevier Science Publishers, ISBN 0-444-70337-3, pp 631-711.

**Behrman JR. & Deolalikar AB.**, 1989, *Agricultural Wages in India: The Role of Health, Nutrition and Seasonality.*, in Sahn D., ed., *Seasonal Variability in Third World Agriculture.*, Johns Hopkins University Press, pp 107-117.

**Behrman JR. & Wolfe BL.**, 1984, *Labor Force Participation and Earnings Determinants for Women in the Special Conditions of Developing Countries.*, Journal of Development Economics, n°15, pp 259-288.

**Behrman JR.**, 1993, *Santé et Croissance Economique: Théorie, Réalité et Politique.*, in "Environnement Macro-économique et santé", WHO, pp 17-50.

**Behrman JR.**, 1993, *The Economic Rational for Investing in Nutrition in Developing Countries.*, World Development, Vol 21 n°11, pp 1749-1771.

**Behrman JR., Foster AD. & Rosenzweig M.**, 1997, *The Dynamics of Agricultural Production and the Calorie-Income Relationship: Evidence from Pakistan.*, Journal of Econometrics, n° 77, pp 187-207.

**Bidani B. & Ravallion M.**, 1997, *Decomposing Social Indicators Using Distributional Data.*, Journal of Econometrics, n° 77, pp 125-139.

**Binswanger H. & Rosenzweig M.**, 1984, *Contractual Arrangements, Employment and Wages in Rural Labor Markets: A Critical Review.*, in Binswanger H. & Rosenzweig MR., eds., *Contractual Arrangements, Employment and Wages in Rural Labor Markets in Asia.*, New Haven: Yale University Press,

**Bliss C. & Stern N.**, 1978, *Productivity, Wages and Nutrition. Part I: The Theory.*, Journal of Development Economics, n°5, pp 331-362.

**Bliss C. & Stern N.**, 1978, *Productivity, Wages and Nutrition. Part II: Some Observations.*, Journal of Development Economics, n°5, pp 363-398.

**Castro EB. & Mokate KM.**, 1988, *Malaria and its Socioeconomic Meaning: The Study of Cunday in Colombia.*, in *Economics, Health and Tropical Diseases.*, School of Economics.,

**Conly GN.**, 1975, *The Impact of Malaria on Economic Development: A Case Study.*, Scientific Publication, n° 297,

**Deolalikar AB.**, 1988, *Nutrition and Labor Productivity in Agriculture: Estimates for Rural South India.*, The Review of Economics and Statistics., pp 406-413.

**Dumesnil S., Grandfils N., Le Fur P., Mizrahi A. & Mizrahi A.**, 1997, *Santé, Soins et Protection Sociale en 1996.*, CREDES,

- Dumont JC.**, 1999, *Santé, éducation et développement : une approche systémique de l'hétérogénéité du capital humain. Analyses théoriques et applications au cas de Madagascar.* Thèse de Doctorat, 544 p.
- Glick P. & Sahn DE.**, 1994, *Health and Earnings in a Heterogeneous Urban Labor Market: Evidence from Guinea.*, CFNPP, working paper n° 70, 23 p.
- Greene WH.**, 1997, *Econometric Analysis.*, Prentice Hall., ISBN 0-02-346602-2., 1075 p.
- Grossman G.**, 1972, *On the Concept of Health Capital and Demand for Health.*, Journal of Political Economy, Vol 80 n°2, pp 224-255.
- Haddad L. & Bouis H.**, 1991, *The Impact of Nutritional Status on Agricultural Productivity: Wage Evidence from Philippines.*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol 53 n°1, pp 45-68.
- Heckman J.**, 1979, *Sample Selection Bias as a Specification Error*, Econometrica; 47(1), pages 153-61.
- Immink M. & Viteri F.**, 1981, *Energy Intake and Productivity of Guatemalan Sugarcane Cutters. An Empirical Test of the Efficiency Wage Hypothesis. Part I*, Journal of Development Economics, n°9, pp 251-271.
- Immink M. & Viteri F.**, 1981, *Energy Intake and Productivity of Guatemalan Sugarcane Cutters. An Empirical Test of the Efficiency Wage Hypothesis. Part II*, Journal of Development Economics, n°9, pp 273-287.
- Killingsworth M. & Heckman J.**, 1986, *Female Labor Supply: A Survey*, Ashenfelter,-Orley, ed.; Layard,-Richard, ed. Handbook of labor economics. Volumes 1. North-Holland; pages 103-204..
- Killingsworth M.**, 1983, *Labor Supply*, Cambridge University Press.
- Lavy V., Palumbo M. & Stern S.**, 1995, *Health Care in Jamaica. Quality, Outcomes, and Labor Supply.*, LSMS, Working Paper n°116, 30 p.
- Maddala GS.**, 1983, *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics.*, C.U.P., ISBN0-521-24143-X., 401 p.
- Maddala GS.**, 1992, *Introduction to Econometrics.*, Prentice Hall., ISBN 0-02-374545-2., 631 p.
- MADIO.**, 1998, *L'Etat de Santé de la Population et la Demande de Soins dans l'Agglomération d'Antananarivo en 1997.*, Projet Madio., 63 p.
- Mincer J.**, 1974, *Schooling, Experience and Earnings.*, NBER, New York,
- Mincer J.**, 1979, *Human Capital and Earnings.*, Economic Dimensions of Education,
- Murrugarra E. & Valdivia M.**, 1998, *The Returns to Household Investments in Health: Differentials across Genders, the Life-Cycle and the Wage Distribution for Peruvian Urban Adults.*, miméo, 46 p.
- Mushkin SJ.**, 1962, *Health as an Investment.*, Journal of Political Economy, pp 129-157.
- Nur ETM. & Mahran HA.**, 1988, *The Effect of Health on Agricultural Labor Supply: A Theoretical and Empirical Investigation.*, in Economics, Health and Tropical Diseases., School of Economics,
- Pitt M. & Rosenzweig M.**, 1986, *Agricultural Prices, Food Consumption and the Health and Productivity of Indonesian Farmers.*, in "Agricultural household models", World Bank Publication, ISBN 0-8118-3149-0, pp 153-182.
- Pitt M. & Rosenzweig M.**, 1990, *Estimating the Intrahousehold Incidence of Illness: Child Health and Gender-Inequality in the Allocation of Time.*, International Economic Review, Vol 31 n°4, pp 969-989.
- Pitt M., Rosenzweig M. & Hassan N.**, 1990, *Productivity, Health and Inequality in the Intrahousehold Distribution of Food in Low-Income Countries.*, The American Economic Review, Vol 80 n°5, pp 1139-1156.

- Popkin B.** , 1978, *Nutrition and Labor Productivity.*, Social Science and Medicine., n° 12C, pp 117-125.
- Sahn D. & Alderman H.**, 1988, *The Effects of Human Capital on Wages and the Determinants of Labor Supply in Developing Countries.*, Journal of Development Economics, n°29, pp 157-183
- Schultz TP. & Tansel A.**, 1993, *Measurement of Returns to Adult Health. Morbidity Effects on Wage Rates in Ivory Coast and Ghana.*, LSMS Working paper, n°72, 60 p.
- Schultz TP. & Tansel A.**, 1997, *Wage and Labor Supply effects of Illness in Côte d'Ivoire and Ghana: Instrumental Variable Estimates for Days Disabled.*, Journal of Development Economics, vol 53, pp 251-286.
- Schultz TP.**, 1994, *Human Capital and Economic Development.*, Economic Growth Center, Yale University, Discussion Paper n°711, 29 p.
- Schultz TW.**, 1961, *Investment in Human Capital.*, The American Economic Review, n°1,
- Sorkin A.**, 1994, *Nutrition and Worker Productivity. An Empirical Review.*, Research in human capital and development, Vol 8, pp 25-41.
- Stern S.**, 1989, *Measuring the Effect of Disability on Labour Force Participation.*, The Journal of Human Resources, Vol XXIV n°3, pp 361-395.
- Strauss J. & Thomas D.**, 1995, *Human Resources: Empirical Modeling of Household and Family Decisions.*, in "Handbook of Development Economics.", Vol 3, Elsevier Science, ISBN 0-444-82302-6, pp 1883-2023.
- Strauss J.**, 1986, *Does Better Nutrition Raise Farm Productivity ?*, Journal of Political Economy, Vol 29 n°2, pp 297-320.
- Thomas D. & Strauss J.**, 1997, *Health and Wages: Evidence on Men and Women in Urban Brazil.*, Journal of Econometrics, n°77, pp 159-185.
- Waltisperger D., Cantrelle P. & Ralijaona O.**, 1998, *La Mortalité à Antananarivo de 1984 à 1955.*, CEPED, n° 7, 106 p.
- Weisbrod B. & Helminiak T.**, 1977, *Parasitic Disease and Agricultural Labor Productivity.*, Economic Development and Cultural Change, n°25, pp 505-522.
- Wolgemuth JC., Latham M., Hall A., Chesher A. & Crompton D.**, 1982, *Worker Productivity and the Nutritional Status of Kenyan Road Construction Laborers.*, American Journal of Clinical Nutrition., n° 36, pp 68-75.

## ANNEXE 1

Symbole	Nature de la variable	Moyenne Fréquence	Ecart type
<b>Caractéristiques individuelles:</b>			
Âge	Âge	33.547	14.554
Âge2	Âge au carré	1337.268	1211.105
Sexe	=1 si homme =0 si femme	0=51.9% 1=48.1%	
Éducation	Nombre d'années d'études réussies	8.120	4.208
Parler français	=1 si déclare parler couramment français =0 sinon	0=66.1% 1=33.9%	
MIG	=1 si la personne n'est pas née dans la capitale =0 sinon	0=71.5% 1=28.5%	
<b>Caractéristiques de l'emploi:</b>			
WH	Taux de rémunération horaire	6.596	1.024
TMP	Temps de travail	10.564	0.558
ACTOP	=1 si actif occupé =0 sinon	1=67.3% 0=32.7%	
Informel	=1 si l'activité principale est informelle =0 si l'activité principale est formelle	0=42.6% 1=57.4%	
Salarié	=1 si l'activité principale est salariée =0 si l'activité principale est non salariée (apprentis, travailleurs indépendants ..)	0=45.8% 1=54.2%	
<b>Caractéristiques familiales:</b>			
Nbenf1	Nombre d'enfants de moins d'un an	0.188	0.417
Nbenf3	Nombre d'enfants âgés de un à trois ans	0.223	0.460
Nbenf9	Nombre d'enfants âgés entre trois et neuf ans	0.681	0.936
Nbinact	Nombre d'inactifs dans le ménage (non compté l'individu lui-même s'il est inactif)	1.318	1.381
Tailmen	Taille du ménage	5.256	2.466
ETH	=1 si la personne est Merina =0 sinon	0=13.8% 1=86.2%	
REG	=1 si la personne est catholique ou protestante =0 sinon	0=2.2% 1=97.8%	
HAB	=1 si mur en brique ou en dur =0 sinon	0=5.2% 1=94.8%	
SANIT	=1 si accès à l'eau potable =0 sinon	0=87.0% 1=13.0%	
Monoparental	=1 s'il s'agit d'un ménage monoparental =0 sinon	0=91.8% 1=8.2%	
<b>Indicateur d'état de santé</b>			
ICI	Indicateur Composite de Handicap	1.354	1.153
<b>Caractéristiques des parents:</b>			
Éducation du père	Nombre d'années d'études réussies du père	5.605 (>20 ans) 7.132 (<20 ans)	3.822 (>20 ans) 3.781 (<20 ans)
Présence du père	=1 si le père de l'individu était présent dans le ménage lorsqu'il avait 15 ans =0 sinon	0=13.1% 1=86.9%	
Père actif	=1 si le père de l'individu était actif lorsqu'il avait 15 ans =0 sinon	0=16.9% 1=83.1%	



## ANNEXE 2 : Modèle PROBIT Ordonné

Notons  $S_i$  l'indicateur sanitaire observé pour l'individu  $i$  tel qu'il puisse prendre  $K+1$  valeurs exactement. Soit  $S_i^*$  la variable latente continue qui lui correspond telle que :  $(S_i = k) \Leftrightarrow (r_{k-1} \leq S_i^* \leq r_k)$  où  $r_k$  représente la variable de censure non déterminée. On suppose en outre que  $S^*$  peut être représentée par le modèle simple :  $S_i^* = X_{0,i} \cdot b + u_i$ .

Dans ce cas, un modèle Probit ordonné estime la probabilité  $P[S_i \leq k]$ . Sous l'hypothèse de normalité des résidus (ie.  $\frac{u_i}{s} ; N(0,1)$ ), on obtient alors :

$$\begin{aligned} P[S_i \leq k] &= P[S_i^* \leq r_k] = P[X_{0,i} \cdot b + u_i \leq r_k] \\ &= P\left[\frac{u_i}{s} \leq \frac{r_k - X_{0,i} \cdot b}{s}\right] = f\left[\left(\frac{r_k}{s}\right) - \left(\frac{X_{0,i} \cdot b}{s}\right)\right] \end{aligned}$$

L'estimation nous indique donc une constante correspondant à chaque  $r_k$ , ainsi que l'estimation des coefficients associés à  $X_0$ . En reprenant les notations précédentes, on en déduit que l'instrumentation à partir du modèle Probit Ordonné conduit à estimer :

$$\ln w = a_1 \cdot X_1 + \left(\frac{\hat{b}}{s}\right) \cdot X_0 \cdot a_2 \cdot s + u$$

Cette procédure, qui n'impose pas de forme spécifique sur la variable latente, ne permet toutefois pas d'identifier exactement le coefficient  $a_2$ . De ce fait, l'estimateur n'est pas parfaitement comparable avec celui des MCO.