

juin 2000

# Services d'éducation et de santé à Madagascar: l'utilisation et déterminants de la demande<sup>1</sup>

Peter Glick<sup>2</sup>,  
Iarivony Randretsa<sup>3</sup>,  
Jean Razafindravonona<sup>3</sup>

---

<sup>1</sup> Les idées exprimées dans ce rapport reflètent l'avis des auteurs et pas forcément celui de l'INSTAT, de Cornell ni de l'USAID.

<sup>2</sup> Cornell Food and Nutrition Policy Program.

<sup>3</sup> Institut National de la Statistique.

## **PREFACE**

La lutte contre la pauvreté à Madagascar constitue l'un des principaux objectifs de la politique économique du Gouvernement Malgache. La réalisation de cet objectif exigera des actions multiples et concertées des différents partenaires du développement économique et social (le pouvoir public, le secteur privé, les organisations non gouvernementales) à différents niveaux -- macro-économique, sectoriels, régionaux, et même au niveau des ménages et des individus.

Cet ouvrage vise à étudier l'accès des ménages pauvres aux services publics de base, à savoir l'éducation et la santé. Déterminants cruciaux de la productivité de la main d'œuvre, ces deux investissements en capital humain constituent une des axes principales de la politique actuelle de lutte contre la pauvreté. A travers les données de l'Enquête Permanente Auprès des Ménages de 1993/94, cette étude met en relief les facteurs qui permettent aux ménages pauvres d'accéder à ces services et d'en profiter dans le sens de l'amélioration de leur condition économique.

Nous tenons à remercier l'US Agency for International Development (USAID) pour l'appui financier qu'il a accordé pour réaliser ces travaux analytiques, qui revêtent une importance capitale. Nous espérons également que les résultats de ces travaux analytiques serviront à informer et à aider les décideurs dans les discussions et dans les actions de développement à Madagascar.

Philippe Rajaobelina,  
Directeur Général  
Institut National de la Statistique

## TABLE DES MATIERES

	Page
<b>Liste des tableaux</b> .....	iii
<b>Liste des graphiques</b> .....	iii
<b>Liste des sigles et abréviations</b> .....	v
<b>1. Introduction</b> .....	1
<b>2. L'accès aux services d'éducation de de santé</b>	
A. L'éducation .....	12
B. La santé .....	14
C. L'accès aux services d'éducation et de santé: résumé .....	19
<b>3. La demande de services d'éducation primaire</b>	
A. Introduction .....	27
B. Méthodologie .....	29
C. Données et résultats descriptifs .....	38
D. Les résultats de l'estimation .....	38
E. Simulations de politiques .....	38
F. La demande pour l'enseignement primaire : sommaire et implications de politiques.....	38
<b>4. La demande de services d'éducation secondaire</b>	
A. Introduction .....	42
B. Résultats des estimations .....	43
C. Simulations de politique .....	45
D. La demande pour l'enseignement secondaire .....	43
<b>5. La demande de services de santé</b>	
A. Méthodologie et questions liées aux données .....	42
B. Résultats descriptifs .....	43
C. Les résultats du modèle de choix du prestataire de services de santé .....	45
D. Simulations de politiques .....	43
E. Implications de politiques.....	43
<b>5. Resumé et conclusions</b> .....	42
<b>Références</b> .....	47
<b>Annexe A. Modèle théorique et économétrique de choix de scolarisation.....</b>	<b>55</b>

## LISTE DES TABLEAUX

	Page
1. Taux bruts et nets d'inscription et répartition des inscriptions selon le genre, par quintile de dépenses : pour l'ensemble de Madagascar .....	2
2. Taux d'inscription en milieux rural et urbain, par quintile de dépenses.....	7
3. Taux bruts et nets d'inscription, par province.....	9
4. Taux d'inscription par enfant et par tête, pour l'enseignement public, par niveau et par quintile de dépenses : pour l'ensemble de Madagascar .....	13
5. Dépenses médianes annuelles du ménage pour la scolarisation, par élève, par type d'école et par quintile de dépenses .....	15
6. Taux de maladies/blessures et traitement déclarés, par quintile de dépenses : pour l'ensemble de Madagascar .....	31
7. Taux et types de traitement des individus malades/blessés, par zone et par quintile de dépenses .....	31
8. Taux d'utilisation de services de santé par tête, type de prestataire et quintile de dépenses .....	33
9. Dépenses moyennes par maladie ou blessures, par quintile de dépenses et par zone Incidence des taxes sur la valeur ajoutée, les importations et l'exportation de la vanille 33	
10 Enfants de 6-12 ans : Taux d'inscription et indicateurs de disponibilité des écoles, par les ménages ruraux, par tête et par quartile de dépenses .....	33
11. Caractéristiques des écoles primaires publiques et privées, par ménage rural, par tête et quartile de dépenses .....	37
12. Enfants de 6-12 ans : Calculs du modèle logit emboîté de choix d'école primaire	38
13. Les élasticités-prix pour les écoles primaires, par quartile de dépenses .....	38
14. Simulations de Changements dans les probabilités d'inscription au niveau du Primaire à partir d'une augmentation de 1000 Fmg des frais de scolarité dans tous les établissements publics .....	39
15. Simulations de Changements dans les probabilités d'inscription au niveau du Primaire à partir d'une augmentation de 5000 Fmg des frais de scolarité dans tous les établissements publics .....	39
16. Simulations de Changements dans les probabilités d'inscription au niveau du Primaire à partir de l'élimination du partage de salles de classes dans les écoles publiques .....	39
17. Simulations de Changements dans les probabilités d'insription au niveau du Primaire à partir de l'amélioration de l'état des fenêtres dans les écoles publiques ....	39
18. Simulations de hausses des frais de scolarité pour financer l'amélioration de la qualité dans les écoles primaires publiques : Eliminer le partage des salles de classe	39
19. Simulations de hausses des frais de scolarité pour financer l'amélioration de la qualité dans les écoles primaires publiques : Améliorer l'état des fenêtres .....	39
20. Simulations de Changements dans les probabilités d'inscription à partir de l'expansion des écoles privées .....	39
21. Enfants de 12 à 18 ans : indicateurs de présence d'écoles secondaires et de distance .....	39
22. Enfants ed 12 à 18 ans : Déterminants des inscriptions dans les écoles secondaires	39

23. Simulations de Changements dans les probabilités d’inscription au niveau du Secondaire à partir de la réduction de la distance jusqu’aux écoles et de l’aménagement de l’accès aux routes pavées .....	39
24. Coûts moyens par visite, par type de prestataire de services (en Fmg) .....	39
25. Enfants et adultes malades/blessés : pourcentage de ceux qui sont à la recherche de soins et indicateurs de disponibilité du prestataire, par type de prestataire et par quintile de dépenses par tête dans un ménage rural pauvre .....	39
26. Caractéristiques des prestataires de services de santé, par quintile de dépenses par tête dans un ménage rural pauvres .....	39
27. Adultes : Calculs du modèle logit emboîté de choix du prestataire de services de santé .....	39
28. Enfants en-dessous de 15 ans : Modèle logit emboîté de choix du prestataire de services de santé .....	39
29. Adultes : Simulations de Changements dans les probabilité de consultation à partir d’une hausse de 1000 Fmg des coûts par visite pour des services de sante de base .....	39
30. Adultes : Simulations de Changements dans les probabilités de consultation à partir d’une hausse de 100 Fmg des coûts par visite pour des soins de base chez tous les prestataires de service publics (hôpitaux et centres de soins de base) .....	39
31. Enfants en-dessous de 15 ans : Changements dans les probabilités de consultation à partir d’une hausse de 1000 Fmg des coûts par visite pour des soins de base .....	39
32. Simulations de Changements dans les probabilités de consultation, à partir de l’expansion des prestataires de services de santé privés formel .....	39

## LISTE DES SIGLES ET ABREVIATIONS

CEPE	Certificat de fin d'Etudes Primaires
CFNPP	Cornell Food and Nutrition Policy Program
CSSP	
EPM	Enquête Permanente Auprès des Ménages (1993)
FMG	Francs Malagasy
FMI	Fonds Monétaire International
INSTAT	Institut National de la Statistique
USAID	U.S. Agency for International Development

# 1. INTRODUCTION

La présente étude porte sur l'utilisation et la demande de services d'éducation et de santé à Madagascar. Il est un fait largement reconnu que les mesures de scolarisation et de santé jouent un rôle important dans le développement économique en général et dans l'amélioration du bien-être des pauvres en particulier. Les avantages pour le développement économique émergent parce qu'une meilleure éducation et une meilleure santé valorisent le capital humain qu'est la population, en permettant une plus grande productivité et, partant, la hausse de la production et la croissance économique. En fait, le lien entre l'éducation scolaire d'un individu et sa productivité, représentée par les revenus, représente l'une des relations les mieux documentées de l'économie. On constate une évidence croissante au plan empirique aussi bien au point de vue des effets bénéfiques d'une santé améliorée sur la productivité dans l'agriculture et sur l'emploi salarié.<sup>2</sup>

Du point de l'amélioration du bien-être des pauvres, la fourniture de services sociaux par le secteur public s'avère essentielle parce que les marchés privés ne semblent pas à même de pouvoir assurer les niveaux adéquats de ces services. Ceci est dû en partie aux problèmes courants de faible capacité de fourniture, par le secteur privé, de biens et de services tels que l'éducation et la santé, qui ont des externalités significatives. Pour donner un exemple commun, les avantages de soigner un individu d'une maladie hautement contagieuse dépassent l'aspect de la seule amélioration de sa santé, et il en résulte que la somme que la personne est prête à payer pour se soigner est moindre en regard de la valeur sociale qu'elle revêt. Mais au-delà de ce problème, plusieurs, si ce n'est la plupart des pauvres ne seront même pas aptes à payer pour les services éducatifs et sanitaires de base nécessaires. Il s'ensuit un fort raisonnement pour l'équité ou la redistribution, visant à permettre aux gouvernements de dispenser des services ciblant les pauvres.

Malheureusement, dans une époque de restrictions budgétaire pour de nombreux pays - en particulier ceux qui, comme Madagascar, passent par le processus d'ajustement structurel - il est très difficile pour les gouvernements d'assurer d'une manière adéquate ces services cruciaux. Il en résulte qu'il y a une préoccupation croissante de faire en sorte que ces services ciblent efficacement ceux qui se trouvent dans le plus grand besoin, c'est-à-dire les ménages pauvres qui ne peuvent pas acheter ces services par leurs propres moyens. Pour traiter des manques à gagner en termes de recettes gouvernementales, des propositions ont été faites pour instituer des coûts nouveaux ou des coûts plus élevés à faire supporter par les utilisateurs, afin de couvrir les coûts des services existants ou afin de financer le développement des services ou améliorer leur qualité.

---

<sup>2</sup> Thomas et Strauss (1995) font la revue de l'évidence, dans les pays en voie de développement, des effets d'une meilleure scolarisation et d'une meilleure santé sur la productivité. En ce qui concerne Madagascar tout spécifiquement, Glick (1999) observe les effets de l'éducation et des revenus des employés salariés urbains.

Ces questions sont hautement pertinentes en ce qui concerne Madagascar. Dans le secteur de l'éducation, on assiste à une véritable crise de la scolarisation, cette dernière ayant connu un déclin depuis le début des années 1980 à tous les niveaux, mais tout spécialement au niveau de l'école primaire. En terme d'indicateurs d'efficacité tels que les taux de redoublement de classe et d'achèvement des études, Madagascar s'aligne difficilement sur la moyenne des pays sub-sahariens (Banque Mondiale 1996). La qualité des écoles publiques est réputée être très faible et accusant une courbe descendante, ce qui reflète la part accordée par Madagascar à l'éducation dans les dépenses publiques totales. Apparemment en réponse à ces baisses de la qualité, la proportion d'étudiants fréquentant l'enseignement privé a connu une hausse en flèche.<sup>3</sup> Toutefois, la question de savoir si les pauvres ont la possibilité de tirer profit des alternatives privées est une question importante.

Il y a également des besoins significatifs non satisfaits dans le secteur de la santé. En termes d'indicateurs d'état de santé de la population, tel que les taux de mortalité nourrissons et des enfants en-dessous de cinq ans, l'espérance de vie et la couverture vaccinale, Madagascar se place au niveau ou au-dessous des moyennes déjà très basses de l'Afrique sub-saharienne. Les allocations budgétaires pour la santé ne permettent pas de satisfaire les besoins essentiels. Par exemple, les centres de santé de base sont réputées ne pouvoir satisfaire que 25% des besoins des patients en médicaments (Banque Mondiale, 1996).

La recherche dont la présente étude fait le rapport est composée de deux parties.<sup>4</sup> La première est une partie descriptive et porte sur l'utilisation des services d'éducation et de santé - aussi bien publics que privés - par différentes tranches de la population de Madagascar, avec un regard particulier sur la question de savoir si ces services profitent aux pauvres. Quoique ne portant pas, en soi, sur une analyse de l'incidence des avantages des dépenses publiques, cette section embrasse des aspects d'une telle analyse.<sup>5</sup> En outre, en nous basant sur des données uniques de niveau communautaire sur les écoles locales et les fournisseurs de services de santé, nous examinons le niveau et la variation des indicateurs de qualité des services et d'offre de services.

Tandis qu'elle est importante et est génératrice d'informations - en particulier du point de vue de savoir si ces services atteignent ceux qui se trouvent le plus dans le besoin - l'analyse descriptive que nous venons de présenter est moins utile pour évaluer l'effet de plusieurs politiques potentielles, ou plus généralement, pour comprendre les facteurs qui agissent pour contraindre les ménages à recourir auxdits services. Par exemple, une telle analyse peut montrer que les ménages pauvres (ou ménages ruraux, ou encore les femmes), reçoivent une part moins proportionnée d'un avantage donné en matière d'éducation ou de santé. L'analyse ne peut nous dire comment diverses politiques, telles que les changements dans les prix, la qualité, ou la distance jusqu'aux fournisseurs, affecteront le niveau et la part des

---

<sup>3</sup> Par exemple, la proportion des inscriptions dans l'enseignement primaire, pour ce qui est des élèves du privé est passé de 15% à 22% durant la période allant de 1987 à 1992 (Banque mondiale, 1986).

<sup>4</sup> La présente étude a été entreprise dans le cadre du Projet USAID/Madagascar "Participation et Pauvreté".

<sup>5</sup> Dans le cadre de ce rapport, notre intention n'est pas de fournir une analyse complète de l'incidence des avantages, car une telle analyse a déjà été faite sur la base des mêmes données (Banque Mondiale, 1996; voir également Younger et Sahn, 1998).



avantages allant au groupe en question. Ceci requiert une analyse du comportement des réponses des ménages aux politiques, c'est-à-dire, une analyse de la demande de ces services.

La seconde partie de notre étude, par conséquent, consiste à fournir cette analyse des comportements. Les techniques économétriques sont employées pour évaluer la demande de services éducatifs ou sanitaires, sur la base des données communautaires que nous avons mentionnées et en mettant les données de l'enquête sur les ménages en correspondance. Nous considérons les déterminants du choix du fournisseur de services d'éducation primaire et de services de soins curatifs, en distinguant, et ceci est très important, entre les alternatives publiques et celles privées. Nous examinons également les déterminants des inscriptions scolaires dans l'enseignement secondaire. La disponibilité d'informations, au niveau communautaire, sur les fournisseurs de services d'éducation et de santé ajoute énormément à cette demande d'analyse. Cela nous permet de mesurer l'importance relative des facteurs liés au ménage tels que le revenu et l'instruction, d'une part, et les facteurs liés au fournisseur tels que le coût, la qualité, la localisation, d'autre part.

Nous utilisons alors les évaluations économétriques dans les simulations d'un certain nombre de politiques diverses dans les secteurs de l'éducation et de la santé, et donnons un aperçu sur les effets potentiels de ces politiques sur le niveau et la répartition des services sociaux. Les politiques examinées dans les simulations comprennent (pour un ou plusieurs des services considérés) : les augmentations des coûts à l'utilisateur, les améliorations de la qualité, le développement de l'infrastructure et le subventionnement des prestataires de service privés.

Les données dont nous nous servons dans le présent rapport proviennent de l'Enquête Permanente auprès des Ménages ou EPM, entreprise en 1993-1994 par l'Institut National de la Statistique (INSTAT). L'EPM est une enquête détaillée, à multiples objectifs et à l'échelle nationale, portant sur 4 500 ménages. En tant que telle, elle contient des informations sur un large éventail de facteurs aussi bien individuels que liés au ménage, et porte dans une très large mesure (pour les objectifs de la présente étude), sur la fréquentation scolaire, les dépenses d'éducation, l'utilisation des services de santé et les coûts de traitement. Nous mettons ces données sur les ménages en relation avec les informations résultant de l'enquête communautaire de l'EPM. L'enquête des communautés, entreprise dans la plupart des communautés rurales qui ont été échantillonnées pour l'enquête sur les ménages, comme il a été observé, fournit des informations sur une grande variété de caractéristiques relatives aux écoles et aux fournisseurs de services de santé auxquels ont recours les habitants.<sup>6</sup>

Les résultats discutés dans notre étude sont présentés dans deux parties principales, correspondant globalement à deux aspects de la recherche que nous venons de décrire. La première partie, ou section, présente les découvertes descriptives sur l'utilisation des services d'éducation et de santé aussi bien publics que privés. Nous examinons la répartition de ces services à travers un certain nombre de dimensions comprenant le quintile de dépense du ménage, la région, et le

---

<sup>6</sup> Les principaux résultats de l'enquête sur les ménages sont présentés dans INSTAT (1995), et une description de l'enquête communautaire est donnée dans INSTAT (xxx) [need reference from JEAN].

genre. Nous présentons également des données sur les dépenses engagées par les ménages pour obtenir ces services, c'est-à-dire les dépenses par enfant scolarisé et les dépenses occasionnées par le traitement d'une maladie. La seconde section présente une analyse économétrique de la demande de services et des simulations de politiques. La dernière section résume les principaux résultats et les conclusions touchant aux politiques, rendus par la recherche.

## 2. L'ACCES AUX SERVICES D'EDUCATION ET DE SANTE

### A. L'éducation

#### 1. Le secteur de l'éducation à Madagascar

L'histoire du système éducatif après l'indépendance de 1960 est marquée par un succès substantiel de l'élargissement de l'accès à l'éducation, suivi par des baisses vertigineuses aux cours des dernières années passées. L'éducation est devenue gratuite pour tous les élèves après l'indépendance. Cette mesure, accompagnée par des augmentations dans la part de budget gouvernemental allouée à l'éducation, a eu pour résultat d'accroître la fréquentation scolaire brute, la faisant passer de 50% à plus de 100% au début des années 1980 (Banque Mondiale, 1996).<sup>7</sup> Un accroissement spectaculaire semblable a été observé dans la fréquentation de l'enseignement secondaire et universitaire.

Toutefois, une fois passé le cap des premières années de la décennie 1980, la fréquentation à tous les niveaux a commencé à accuser un déclin. La baisse la plus marquée a touché l'enseignement primaire : les inscriptions brutes du primaire ont chuté d'environ 140% en 1980 à moins de 80% en 1993-1994. Une raison à cela était le déclin général frappant l'économie malgache pendant cette période, qui a causé une augmentation du nombre de Malgaches vivant dans la pauvreté. Cela a, sans nul doute, rendu les coûts de scolarisation plus difficiles à supporter pour de nombreux ménages, ces coûts incluant non seulement les dépenses directes mais aussi la contribution potentielle de l'enfant au revenu du ménage s'il n'avait pas été scolarisé. Toutefois, il est vraisemblable qu'un autre facteur ayant contribué à ce déclin ait été la détérioration de la qualité des écoles publiques, laquelle qualité était le reflet de l'inadéquation, et de la chute (depuis la fin de la décennie 1980), de la part allouée à l'éducation dans le budget gouvernemental (Banque Mondiale, 1996).<sup>8</sup> Si l'on en juge aux indicateurs d'efficacité mentionnés dans l'Introduction, la qualité de la scolarisation à Madagascar est en effet inférieure aussi bien en terme absolu que relativement aux autres pays de la région.<sup>9</sup> Ces baisses dans la qualité, en causant le nivellement par le bas des avantages de la scolarisation, auraient pour résultat de

---

<sup>7</sup> Le taux brut de scolarisation pour l'éducation primaire est le ratio du nombre total d'élèves de tout âge fréquentant l'école primaire par le nombre d'enfants en âge de fréquenter l'école primaire.

<sup>8</sup> Les auteurs de cette étude de la Banque Mondiale cautionnent que la tendance au déclin de la part allouée à l'éducation dans le budget national n'est pas visible si l'on considère d'autres sources de données sur les dépenses. Il est clair, cependant, qu'en tant que partie du PIB, les dépenses gouvernementales en matière d'éducation à Madagascar sont faibles (elles étaient par exemple inférieures à 2% en 1996, selon FMI, 1997). Ceci est inférieur à la moyenne pour les pays de l'Afrique sub-saharienne et les pays en voie de développement en général, et reflète la dimension relativement modeste du Gouvernement malgache.

<sup>9</sup> Un rapport récent de la Banque Mondiale (Banque Mondiale 1995) a été consacré à la question de la qualité dans les écoles publiques primaires et secondaires et a désigné la faiblesse de gestion, l'inadéquation des fournitures mises à la disposition des enseignants, et l'insuffisance du soutien local engendrant la pauvreté de l'équipement et de la maintenance, comme facteurs principaux de réduction de l'efficacité du système scolaire.

réduire les inscriptions - problème que nous soulèverons dans ce rapport dans le cadre de notre analyse de la demande pour la scolarisation primaire.

Le système éducatif à Madagascar s'organise comme suit. L'école primaire (sans inclure le pré-scolaire), comprend cinq niveaux. Après des études primaire réussies, couronnées par le C.e.p.e (Certificat d'Etudes Primaires), les élèves suivent quatre années de premier cycle dans l'enseignement secondaire, puis trois ans de second cycle, sanctionnées par le Baccalauréat. Enfin, l'université comprend aussi deux niveaux de deux ou trois années (ou plus) chacun. Comme nous l'avons observé plus haut, le secteur privé de l'éducation, s'il est toujours relativement réduit, connaît une extension stable en réponse aux problèmes de qualité rattachés à l'enseignement public. Une caractéristique intéressante du secteur éducatif privé à Madagascar est qu'il est dominé par des écoles confessionnelles (catholiques ou protestantes). Seulement 15% des élèves de l'enseignement primaire privé et 30% des élèves de l'enseignement secondaire également privé fréquentent des établissements laïcs.

## **2. Modèles d'inscriptions**

### **a. Les taux d'inscription scolaires par quintile de dépenses, genre et zone**

Le Tableau 1 présente les taux d'inscription pour tout Madagascar pour chaque niveau d'enseignement par ménage et par quintile de dépenses par tête. Les dépenses du ménage par tête, ou dépenses divisées par taille du ménage, est un indicateur du bien-être des ménages communément utilisé. Les quintiles sont construits après avoir aligné tous les individus de la population sur la base des dépenses par tête de leur ménage. Ainsi, le premier quintile contient les 20% des plus pauvres de la population (en terme de dépenses du ménage par tête) tandis que le cinquième quintile contient les 20% des plus riches. Le tableau montre par conséquent comment la configuration des inscriptions varie avec le niveau de revenu ou de ressources du ménage.<sup>10</sup> Nous calculons deux mesures de taux d'inscription. Le *taux brut d'inscription* est le ratio du nombre total des enfants en âge scolaire. "l'âge scolaire" se définit comme la tranche des 6-11 ans pour l'école primaire, 12-18 ans pour l'enseignement secondaire, et 19-24 ans pour l'université. Le tableau montre également le pourcentage des inscriptions en ce qui concerne les filles, et en ce qui concerne les élèves de l'enseignement privé.

Comme l'indique la dernière colonne des deux premières rangées, les taux moyens nets et bruts d'inscription pour l'enseignement primaire sont de 73% et 51% respectivement.<sup>11</sup> Tandis qu'ils sont, de façon évidente, de loin trop bas pour être considérés de manière satisfaisante - et bien en dessous des niveaux dont jouissait

---

<sup>10</sup> Les dépenses du ménage, dont nous parlons ici, est normalement considéré comme une mesure du bien-être plus adaptée par rapport au revenu du ménage. Ceci, parce que les erreurs de rapportage ou de mesure dans la variable du revenu sont d'habitude plus graves, et parce que le revenu est plus sujet aux fluctuations temporaires qui pourraient résulter en une image déroutante, à la baisse ou à la hausse, du bien-être réel à long terme du ménage.

<sup>11</sup> L'EPM est une enquête stratifiée au hasard. En particulier, les zones urbaines sont suréchantillonnées afin d'assurer une représentation adéquate des groupes socio-économiques urbains. Dans notre analyse, l'échantillon a été révisé de façon appropriée afin de générer un échantillon représentatif à l'échelle nationale.

Madagascar il y a deux décennies -, ces taux soutiennent favorablement la comparaison avec les moyennes pour l'Afrique sub-saharienne pour qui, par exemple, le taux brut d'inscription dans les écoles primaires est de 66%. Le tableau indique, toutefois, qu'il y a de grandes différences par quintile de dépenses par tête en ce qui concerne la scolarisation du primaire. Seulement 33% des enfants de l'âge du primaire et appartenant au quintile le plus pauvre sont inscrits, comparés à 72% dans le quintile supérieur.

Il est remarquable que les filles représentent exactement la moitié des inscriptions du primaire aussi bien pour l'ensemble de l'échantillon que, aspect essentiel, pour chaque quintile. La part des inscriptions du primaire occupée par les élèves du privé augmente avec le niveau des dépenses. Elle est particulièrement élevée pour le quintile le plus riche (45%). Ceci reflète sans nul doute en grande partie les coûts plus élevés des écoles privées (même les écoles confessionnelles), comparés aux coûts dans les écoles publiques. Cependant, les écoles privées peuvent être simplement plus accessibles en terme de localisation, aux ménages plus aisés.

Les taux d'inscription du secondaire sont beaucoup plus faibles que les taux d'inscription du primaire. En fait, la disparité entre les quintiles inférieur et supérieur est même plus accusée que pour l'enseignement primaire. Le taux brut d'inscription de 3% pour le quintile de la base est une fraction minuscule de celui du quintile du haut (49%). Il y a une évidence de différences liées au sexe dans les inscriptions, quoiqu'il s'agisse de différences peu importantes, dans la part la plus basse de répartition des dépenses : la proportion de filles est de 45% pour les inscriptions du secondaire dans les deux premiers quintiles, et 44% dans le troisième quintile. La part d'ensemble des inscriptions du secondaire privé est plus élevée que pour l'école primaire : 42% contre 23%. Comme pour l'école primaire, les élèves du secondaire issus des quintiles supérieurs ont plus tendance à fréquenter les écoles privées que les élèves des quintiles inférieurs.

Enfin, les taux nets d'inscription pour l'université (qui est essentiellement public à Madagascar [TRUE ?]), sont très bas. Plus que pour les niveaux plus bas de scolarisation, les inscriptions universitaires que nous pouvons constater sont hautement concentrées dans les quintiles supérieurs. 3,8% des sujets âgés de 19 à 26 ans issus du quintile supérieur de dépenses fréquentent l'université, tandis que pas un seul individu (dans l'échantillon) de la même tranche d'âge issu du quintile le plus bas ne fréquente l'université. en général, il n'existe pas de différence dans les nombres d'étudiants masculins et féminins inscrits à l'université.<sup>12</sup>

Même après avoir tenu compte de l'écart entre urbain et rural, il reste encore des disparités significatives entre les plus pauvres et les plus riches à l'intérieur de chaque zone, en particulier en zone rurale. Par exemple, les inscriptions brutes du primaire pour le quintile le plus bas en zone rurale représentent juste la moitié des inscriptions du quintile supérieur. Ceci suggère qu'il y a des inégalités significatives dans la scolarisation entre les groupes de revenu à l'intérieur des zones rurales qu'il est nécessaire de traiter, et cela tandis que le ciblage des zones rurales pour assurer

---

<sup>12</sup> Les taux de genre pour les deuxième et troisième quintiles ne sont pas très parlants en raison des très petits nombres d'étudiants universitaires dans ces sous-échantillons.

l'extension de l'éducation sera généralement progressif - parce que les ménages ruraux en général sont plus pauvres que les ménages urbains -.

#### b. Les disparités provinciales en matière d'inscriptions

Jusqu'à présent, nous avons analysé la répartition de la scolarisation (spécifiquement dans l'enseignement général public) par strate de revenus, sexe, et selon le caractère rural ou urbain de la résidence. Ici, nous avons désagrégé sur la base des six provinces de Madagascar, appelées *Faritany*. Les données du Tableau 3 attirent l'attention sur l'existence de grandes disparités régionales dans la scolarisation. Les taux d'inscriptions aux niveaux du primaire et du secondaire sont les plus élevés dans la province d'Antananarivo, ce qui reflète la relative aisance caractérisant cette province ainsi qu'une densité urbaine plus grande (Antananarivo est la Capitale). Suivent très loin derrière, les provinces de Fianarantsoa et tout particulièrement Toliary, où les taux d'inscription dans le primaire et le secondaire représentent moins de la moitié des taux enregistrés dans la province d'Antananarivo. Ces différences correspondent à la différence dans les revenus et l'incidence de la pauvreté, comme Antananarivo est la province la plus aisée [TRUE ?] et Fianarantsoa et Toliary sont les deux provinces les plus pauvres.

Cette correspondance entre éducation régionale et disparités de revenus a des implications en ce qui concerne le ciblage. Elle suggère que le ciblage régional des dépenses d'éducation sera un critère relativement simple pour cibler les inscriptions des pauvres.<sup>13</sup> Il est peut-être inattendu, par conséquent, que les calculs de la Banque Mondiale (1996) montrent que Fianarantsoa et Toliary (en 1994) ont bénéficié des dépenses publiques *les plus élevées* par élève tant au niveau du primaire qu'au niveau du secondaire. Toutefois, comme le font observer les auteurs de cette étude, ceci reflète la faible densité de la population et les faibles revenus de ces régions, ces deux aspects tendant à réduire les taux d'inscription par école et par enseignant, et à augmenter le coût par élève inscrit. En conséquence, les dépenses publiques apparemment élevées par élève ne signifient pas que les dépenses dans ces deux provinces soient "trop élevées" relativement aux autres provinces; bien au contraire, elles sont un signe que les taux d'inscriptions sont inférieurs à la moyenne et qu'il est besoin de consentir un effort accru pour augmenter la scolarisation dans ces provinces.<sup>14</sup>

#### c. Incidence de l'enseignement public

Les tableaux précédents ont montré la répartition de la scolarisation à travers les quintiles de dépenses. Il ne s'agit pas là de la même chose que l'incidence des dépenses publique pour l'éducation, pour lesquelles nous devons nous concentrer sur la répartition, spécifiquement, des inscriptions dans des établissements publics. Les deux types d'analyse, bien entendu, sont d'un intérêt certain pour les politiciens. La répartition de la scolarisation en général - ceci comprend les inscriptions aussi

---

<sup>13</sup> Puisque les Faritany les plus pauvres sont aussi les plus rurales, cibler les provinces pauvres revient, dans une certaine mesure, à cibler des localités basées en zone rurale.

<sup>14</sup> Comme nous pouvons nous y attendre, lorsque les dépenses sont calculées sur une base per capita plutôt que par élève inscrit, les représentations changent (Banque Mondiale, 1996 p.74). Les subventions publiques par tête pour l'éducation primaire est similaire pour toutes les provinces, tandis que les subventions par tête pour l'éducation secondaire favorise Antananarivo.

bien dans les établissements privés que dans ceux publics - est un indicateur de la répartition des investissements faits dans le capital humain et en fin de compte, dans les opportunités ou “capabilities” (Sen, 1987).<sup>15</sup> C’est ce que les politiciens, sont en fin de compte vraisemblablement entrain d’essayer d’influencer, c’est-à-dire, de rendre plus égal. D’un autre côté, le principal moyen dont dispose le gouvernement pour ce faire, est de cibler les dépenses d’éducation publique vers les pauvres. Par conséquent, il nous faut aussi analyser l’incidence des avantages de l’enseignement public, en particulier voir dans quelle mesure ces avantages vont favorablement aux ménages pauvres.

Ceci fait l’objet de notre Tableau 4, qui compare les inscriptions dans les établissements publiques primaires et secondaires pour les différents quintiles de dépenses. Ce tableau montre le nombre d’inscrits par tête dans chaque quintile, c’est-à-dire, le nombre d’inscriptions divisé par le nombre de gens dans ce quintile. De cette manière, nous comparons la part de chaque quintile en terme d’avantages totaux (inscriptions) à la proportion de population concernée. Un taux plus élevé d’inscriptions par tête pour un quintile donné, relativement à la moyenne, indique que ce quintile profite d’une part disproportionnée d’inscriptions dans des établissements publics. Une répartition progressive (ou plus simplement parlant, “pro-pauvres”) des avantages de l’enseignement public serait celle dans laquelle les parts d’avantages de chaque quintile diminuent à mesure que le quintile s’élève, impliquant que les pauvres reçoivent une part disproportionnée d’avantages.<sup>16 17</sup>

Il nous faut remarquer que ceci représente une approche particulièrement simple pour analyser l’incidence des avantages. Un avantage est représenté simplement par une valeur 1 pour la variable d’indicateur 0,1 d’inscription dans l’enseignement public; ceci suppose de manière implicite que l’avantage est le même pour tous les enfants inscrits. Une alternative serait de valoriser l’avantage en utilisant les dépenses publiques d’éducation par élève (la subvention publique), qui varie selon la région. Ceci est en principe plus adéquat, quoique dépendant de la fiabilité des données relatives aux coûts de l’éducation dont dispose le gouvernement. Nous n’appliquons pas ici cette méthode car elle a été développée antérieurement sur la base des données EPM combinées avec les schémas des dépenses du gouvernement (Banque Mondiale, 1996).

---

<sup>15</sup> Bien entendu, les différences dans la qualité entre l’enseignement public et l’enseignement privé doivent être prises en considération.

<sup>16</sup> Il existe un critère alternatif, moins demandant, pour la question de progressivité d’un avantage : que les quintiles les plus pauvres reçoivent une part d’avantages totaux plus grande que leurs parts dans le *revenu* total (ou dépenses totales) par tête - par opposition à la progressivité par tête qui implique une comparaison des parts d’avantages avec les parts de population. Le premier critère représente une mesure relative de la répartition de ce service, en contraste avec le critère absolu de progressivité par tête. La mesure alternative implique une définition moins stricte de la progressivité, parce que compte tenu de l’étendue de l’inégalité des revenus à Madagascar, la part des pauvres dans le revenu total ou les dépenses totales est bien inférieure à leur part de population. Pour cette analyse des services publics d’éducation (et de santé), voir Banque Mondiale (1996).

<sup>17</sup> Comme environ 70% de la population de Madagascar tombe, selon les estimations, en dessous du seuil de pauvreté absolue (Banque Mondiale, 1996), tous ceux qui se trouvent dans les trois premiers quintiles, ainsi que la moitié de ceux du quatrième quintile constituent la couche pauvre de la population. Ceci, bien sûr, représente la vaste majorité de la population; en considération de quoi, les politiciens pourraient également vouloir aider les plus pauvres parmi les pauvres.

Le tableau montre également le taux d'inscription dans les établissements publics pour chaque niveau d'enseignement et par quintile, sur une base "par enfant". Il s'agit de la proportion d'enfants d'âge scolaire dans chaque quintile (par opposition à l'ensemble de la population du quintile) qui reçoivent l'avantage. Quoique l'approche "par enfant" ne constitue pas une manière standard d'analyser l'incidence des avantages, elle est utile pour analyser la répartition des avantages de l'éducation, tout particulièrement si l'on est soucieux des opportunités futures intéressant les enfants eux-mêmes, plutôt que par les avantages actuels que leur scolarisation apporte à leur famille (voir Selden et Wasylenko, 1995). Les deux mesures de l'incidence divergeront parce que les ménages plus pauvres ont en moyenne plus d'enfants, c'est-à-dire qu'il y a un ratio plus élevé d'enfants par population totale du quintile dans les quintiles inférieurs. Ceci signifie que pour ces quintiles, un taux faible d'inscriptions par enfant pourrait correspondre à un taux par tête relativement élevé. Ainsi, la répartition des inscriptions dans l'enseignement public aura tendance à paraître plus progressive en utilisant l'approche per capita plutôt que celle par enfant.

La première rangée du tableau montre les inscriptions par tête pour les établissements publics primaires. Les taux d'inscription les plus bas sont ceux des quintiles des échelons inférieur et supérieur. En général, cependant, l'incidence des inscriptions montre une progression timide : calculés en tant que parts, environ 66% des inscriptions totales du primaire sont dûs aux trois premiers quintiles (qui représentent, par construction, 60% de la population). Sur une base "par enfant", la répartition paraît, comme il faut s'y attendre, quelque peu moins favorable aux pauvres (deuxième rangée). Il est à observer que le taux très faible d'inscriptions dans l'enseignement public des enfants du quintile supérieur s'explique par le fait que ces enfants ont plus tendance à fréquenter les établissements privés.

En contraste, les avantages de l'éducation secondaire publique sont hautement concentrés parmi les groupes de dépenses de l'échelon supérieur, aussi bien sur la base "par tête" que sur la base "par enfant". Les deux quintiles les plus riches comptent pour 70 % de toutes les inscriptions dans les établissements secondaires publics. Les inscriptions universitaires (cinquième rangée) sont encore plus biaisées en faveur des plus riches : 82% des actuels étudiants d'université sont issus du seul quintile supérieur.

Par conséquent, tandis que l'incidence de la scolarisation primaire publique paraît quelque peu favorable aux pauvres, ceci est loin du cas des niveaux plus élevés d'enseignement, lesquels sont fortement tendus vers les plus aisés. Bien que ces conclusions proviennent de l'emploi d'indicateurs binaires d'inscription comme mesure des avantages, elles entrent dans la logique de l'analyse précédente qui utilise les dépenses gouvernementales par élève pour évaluer les avantages de l'enseignement public (Banque Mondiale, 1996).

### **3. Les dépenses d'éducation par ménage**

Le Tableau 5 montre, par niveau d'enseignement (primaire, secondaire...) et type d'enseignement (public ou privé), les dépenses médianes annuelles du ménage pour l'éducation par enfant inscrit. Ces coûts, qui sont rapportés dans le module "éducation" de l'enquête des ménages, sont également montrés en proportion par



rapport aux dépenses totales par tête du ménage. Pour les établissements primaires publics (qui sont techniquement gratuits), les frais et charges rapportés forment juste une petite partie - 14% - des dépenses totales annuelles. 71% des dépenses vont à des fournitures telles que les livres ou les tenues de classe. Comme nous nous y attendrions, les frais de scolarisation représentent une plus grande part - environ 40% - des dépenses du ménage dans des établissements primaires privés.

En regardant d'abord les coûts dans les écoles primaires publiques, on observe une très grande différence entre ce que paient les ménages les plus pauvres et les plus riches pour envoyer un enfant dans un établissement public. Le montant médian pour le quintile supérieur, soit 14 352 fmg, équivaut à trois fois le montant observé dans le quintile le plus bas (4 717 fmg). La différence reflète des niveaux plus élevés, pour les ménages aisés, des dépenses scolaires n'ayant pas trait aux écolages et des frais d'écolages même; les frais d'écolage sont de 60% plus élevés pour le quintile le plus riche que pour celui le plus pauvre. Au titre des dépenses per capita du ménage, les dépenses par élève fréquentant l'école primaire publique, tout en étant en général faibles, sont plus importantes pour les ménages pauvres. Le ratio tombe de 0.046 pour le quintile le plus pauvre à 0.027 pour le quintile le plus riche. Si l'on mesure ces dépenses par rapport aux ressources du ménage, par conséquent le poids de la scolarisation d'un enfant à l'école primaire publique est plus lourd pour les familles pauvres. Ceci est valable en dépit du fait que les ménages plus riches dépensent beaucoup plus en termes absolus (en Fmg) par élève que les ménages pauvres. Bien que les pourcentages ne soient pas élevés, il peut être difficile, pour un ménage qui se trouve au seuil ou près du seuil de subsistance, d'allouer même une petite partie du "budget" annuel réservé à l'enfant dans les ressources familiales pour financer sa scolarisation.<sup>18</sup> Il est important d'observer de même que ces chiffres n'incluent pas les coûts indirects de la scolarisation - c'est-à-dire la part du revenu ou des productions du ménage qui est dégagée quand un enfant fréquente l'école au lieu de travailler au sein du foyer ou dans une ferme ou entreprise familiale. Le travail des jeunes enfants n'est pas insignifiant, tout particulièrement pour les familles pauvres ou encore pour les ménages ruraux pour qui l'agriculture familiale constitue la plus importante source de revenu.<sup>19</sup> Par conséquent, les coûts indirects, ou coûts d'opportunité de la scolarisation, en tant que part des revenus du ménage, peuvent s'avérer très substantiels pour ces ménages.

Les dépenses médianes par élève fréquentant l'école primaire privée sont quatre fois plus élevées que pour l'école primaire publique (33 230 Fmg pour le premier, contre 7 453 Fmg pour le second). Nous voyons ici un modèle similaire - ou même plus prononcé en ce qui concerne l'école publique - d'augmentation des

---

<sup>18</sup> Nous devrions souligner que ce "budget" est plutôt grossièrement approximatif par dépenses du ménage par tête. C'est-à-dire qu'on suppose de manière implicite que les ressources du ménage sont divisées de façon égale parmi les membres de la famille. En fait, en termes de dépenses ou de quantité, les besoins alimentaires et vestimentaires sont plus importantes pour les adultes que pour les enfants. Par conséquent, les ratios du tableau sous-estiment - probablement de façon significative - le coût de la scolarisation par rapport à la part réelle (mais non observée) réservée à l'enfant dans les ressources du ménage.

<sup>19</sup> Environ 40% des garçons et 30 % des filles âgés de 7 à 14 ans en zone rurale étaient engagés dans des activités génératrices de revenus, au cours de la semaine ayant précédé l'enquête (Glick, 1999). Inclure les travaux domestiques dans le concept de "travail" aurait pour effet d'augmenter ces chiffres, en particulier pour les filles.

dépenses pour l'éducation privée selon le quintile. En moyenne, ce que dépense un ménage par élève inscrit dans un établissement primaire privé équivaut à environ 8,5% des dépenses annuelles du ménage par tête, comparé à environ 3% en ce qui concerne les élèves fréquentant les établissements scolaires publics. On observe un modèle sensible de ce ratio à travers les quintiles. Les dépenses encourues par un ménage qui envoie un enfant dans une école primaire privée représentent ainsi un bien plus gros investissement que si l'enfant est envoyé dans un établissement scolaire public, et cela est susceptible de décourager les familles pauvres d'inscrire leurs enfants dans les écoles privées.<sup>20</sup> Nous traiterons de cette question dans une partie ultérieure de ce rapport, où les impacts de l'expansion de l'éducation primaire privée sur les inscriptions parmi la population pauvre seront examinés à travers des exercices de simulation basés sur des calculs tirés du modèle du choix d'éducation primaire.

Les dépenses du ménage par élève fréquentant l'enseignement secondaire sont beaucoup plus élevées que pour l'enseignement primaire. Ceci reflète aussi bien des écolages plus chers que des dépenses plus élevées pour d'autres rubriques scolaires : en fait, en ce qui concerne les écoles aussi bien privées que publiques, les frais d'écolage et autres dépenses scolaires augmentent plus ou moins proportionnellement à mesure qu'on passe du niveau primaire au niveau secondaire. Encore, l'alternative de l'enseignement privé s'avère plus coûteux : les dépenses annuelles médianes par élève fréquentant l'enseignement secondaire privé sont de 66 598, comparées à 29 764 Fmg pour les écoles publiques. Aussi, comme ce qui peut s'observer dans l'enseignement primaire public, les dépenses par élève augmentent en flèche avec le quintile. En tant que partie des dépenses du ménage par tête, les coûts de scolarisation au niveau du secondaire peuvent être importants, particulièrement pour les ménages pauvres. En ce qui concerne les établissements secondaires publics, les coûts annuels par élève représentent 14% des dépenses moyennes du ménage par tête pour ce quintile des ménages pauvres, contre seulement 6% pour le cinquième quintile. Les chiffres équivalents pour les écoles secondaires privées sont 21% et 13%.<sup>21</sup>

## **B. La santé**

### **1. Le secteur de la santé à Madagascar**<sup>22</sup>

La santé publique à Madagascar s'organise autour d'environ 1 900 centres de santé de base ou de soins primaires soutenus par un réseau d'hôpitaux qui

---

<sup>20</sup> Observons que les chiffres montrent les dépenses scolaires des ménages qui inscrivent réellement leurs enfants. Certaines dépenses liées à la scolarisation peuvent être discrétionnaires, et les parents qui choisissent d'inscrire leurs enfants à l'école peuvent également présenter une propension à dépenser plus pour ces rubriques scolaires non obligatoires. Par conséquent, il est possible que les dépenses qui seraient encourues par la moyenne des ménages de chaque quintile soient inférieures aux chiffres présentés.

<sup>21</sup> Une précaution dans l'interprétation de ces chiffres est indiquée, en ce qui concerne les quintiles inférieurs, car ils se basent sur de très petits nombres d'inscrits dans l'enseignement secondaire. Pour le premier quintile, seulement 21 élèves de l'enseignement public et 10 de l'enseignement privé ont servi pour dériver les médians de dépenses scolaires.

<sup>22</sup> La description suivante s'inspire en partie d'une présentation plus détaillée de la Banque Mondiale (1996).

comprend 70 hôpitaux de référence du premier et du deuxième niveaux, quatre hôpitaux régionaux, deux hôpitaux universitaires, et sept institutions spécialisées. Il existe une variété de types de centres de santé de base, dont les dispensaires, les postes sanitaires, les postes d'infirmier, et les Centres de Soins et de Santé Primaires (CSSP). Il ressort des données de l'EPM présentées ci-dessous que les hôpitaux servent aussi de centres de santé de base pour ceux qui y ont accès. Au point de vue administratif, comme résultat des changements institués en 1994, le secteur de la santé publique à Madagascar s'organise autour de 111 districts sanitaires, lesquels correspondent aux unités administratives dites *Fivondronana*. Chaque district sanitaire contient typiquement 10 à 15 centres de soins de base et un hôpital. La dispensation de soins par le secteur privé formel est en croissance, quoique localisée essentiellement dans les zones urbaines. Cette catégorie est constituée essentiellement de médecins mais encore de cliniques privées, de quelques dispensaires, et de pharmacies. Les prestataires privés exerçant dans l'informel - les guérisseurs traditionnels - demeurent une source importante de soins en zone rurale.

Peut-être que l'inconvénient majeur des centres de santé publique est le manque de médicaments. Ceci reflète l'inadéquation des dépenses de santé en général, qui sont restées à environ 1 pour cent du PIB de 1990 à 1996 (FMI, 1997), ainsi que la petite part qu'occupe, dans le budget santé, l'allocation aux médicaments et fournitures pharmaceutiques. Il en résulte, comme nous l'avons fait remarqué plus haut, que les centres de santé sont réputés ne pouvoir satisfaire que 25% des besoins des patients en médicaments. En réponse à ces déficiences, on assiste à une hausse de la fourniture de médicaments par le secteur privé au cours des dernières années passées, mais ces médicaments peuvent s'avérer trop onéreux pour les ménages pauvres qui dépendaient auparavant de fournitures gratuites de médicaments auprès de centres de soins publics.

## **2. Les taux de maladies/accidents et traitements déclarés**

### **a. Taux de maladies et de consultations, par quintile de dépenses, zone et genre**

Le module "santé" de l'enquête des ménages contient des informations sur la question de savoir si les enquêtés ont eu une maladie ou ont été accidentés au cours des deux semaines précédant l'interview et quel traitement a été éventuellement recherché. Le Tableau 6 présente l'incidence des maladies/dommage corporel et type de traitement par quintile de dépenses du ménage par tête. Ce tableau concerne toutes les tranches d'âge pour l'ensemble de Madagascar. Dans l'ensemble, 0,14% de l'échantillon déclarait avoir eu une quelconque maladie ou dommage corporel au cours des deux semaines précédant l'enquête. Le pourcentage de maladies augmente avec le quintile de dépenses, modèle standard commun aux pays en voie de développement, qui reflète la nature subjective des données auto-déclarées sur les maladies. Cela ne signifie pas que les pauvres soient en meilleure santé, mais plutôt que les individus plus aisés ont plus tendance à reconnaître et à déclarer leurs propres maladies.

La rangée suivante du tableau montre un pourcentage d'individus malades dans chaque quintile, qui recherchent quelconque genre de soins auprès de professionnels. Remarquons que cela inclue aussi bien les prestataires de soins

formels (dispensés par des hôpitaux, des centres de soins de base, ou de prestataires privés du secteur formel ) que les prestataires privés du secteur informel c'est-à-dire les guérisseurs traditionnels. Le pourcentage d'individus qui recherchent des soins curatifs augmente avec le quintile, cette augmentation partant de 34% pour le quintile le plus bas à 45% pour le quintile supérieur. Les individus plus aisés ont par conséquent plus tendance à aussi bien déclarer une maladie qu'à rechercher un traitement lorsqu'ils se sont malades. En outre, le tableau montre que lorsqu'ils recherchent un traitement, ils ont quelque peu plus tendance que les pauvres à rechercher un traitement formel, c'est-à-dire qu'ils ont moins tendance à aller consulter un guérisseur traditionnel.

Il existe aussi des différences liées au revenu dans le type de recherche de soins formels. D'une façon importante, les individus des quintiles supérieurs qui recherchent des soins formels ont beaucoup plus tendance à consulter un prestataire de services privé que ceux des quintiles inférieurs. Chez les pauvres, la vaste majorité de ceux qui recherchent un traitement comptent sur le secteur public (hôpitaux ou centres de soins de base).

Au Tableau 7 nous présentons les mêmes informations séparément pour les zones urbaine et rurale. Dans les deux zones, les individus pauvres qui tombent malades ont moins tendance à rechercher un traitement que les individus aisés, quoique la différence soit beaucoup moins prononcée qu'en zone rurale. Dans l'ensemble, la population rurale a beaucoup moins tendance que les citadins à rechercher un traitement lorsqu'ils tombent malades : les pourcentages moyens d'individus malades qui consultent un prestataire sont de 34% et 53% respectivement, pour la zone rurale et celle urbaine.

Le tableau indique également que le type de prestataire consulté a tendance à être différent selon que le malade réside en zone rurale ou urbaine. Les centres de soins de base constituent de loin la source la plus importante de soins curatifs en zone rurale, et totalisent pour presque la moitié de l'ensemble des visites effectuées auprès de prestataires de services de santé. Remarquons également les pourcentages beaucoup plus élevés, en ce qui concerne les résidents en zone urbaine, des soins formels privés, et les pourcentages plus bas des soins informels privés. Comme les médecins privés sont généralement localisés dans les centres urbains, il n'est pas surprenant qu'il y ait une plus grande fréquence de consultations privées formelles en zone urbaine. Nous devrions remarquer que les hôpitaux, en zone urbaine comme en zone rurale, constituent principalement une source de services externes, lesquels comprennent les soins de base ou soins primaires. Seulement 5% des visites totales en milieu hospitalier sont des visites internes, c'est-à-dire impliquant un séjour de nuit.

Enfin, nous avons effectué des calculs additionnels sur les données, avec ségrégation par genre. Ces calculs (non montrés) n'ont pas révélé de modèle de différences homme-femme soit dans la propension à déclarer une maladie soit dans la vraisemblance de traitement en cas de maladie. Par conséquent, il n'y a pas à constater de différences ayant rapport avec le genre dans l'accès aux services de santé.

#### b. L'incidence des services publics de santé

Dans les prochaines lignes nous regardons brièvement à l'incidence des services de santé publics. Bien que les tableaux précédents montrent les pourcentages moyens par quintile d'individus recherchant des traitements dans chaque type d'infrastructure, ces moyennes sont soumises à la condition qu'il y ait eu maladie déclarée. Comme la vraisemblance de déclaration de maladie est elle-même fonction du revenu de l'individu, les pourcentages moyens conditionnels ne produisent pas une image d'incidence exacte. Pour évaluer les parts d'avantages liés aux services de santé qui échoient aux différents groupe de revenu, il est préférable de comparer les taux d'utilisation par tête, c'est-à-dire les taux relatifs à toute la population du quintile. Ainsi, nous voyons au Tableau 8 les taux d'utilisation par tête en ce qui concerne les prestataires publics (aussi bien que privés). Ce tableau, contrastant avec le tableau précédent, inclue les visites pour des soins aussi bien curatifs que non-curatifs, bien qu'il n'inclue pas les soins pré et post-nataux ou les vaccinations des jeunes enfants.

L'utilisation per capita des infrastructures publiques augmente avec le quintile. La moitié seulement environ des individus du quintile le plus pauvre ont tendance, à l'instar de ceux du quintile le plus riche, rechercher des services de soin dans une quelconque infrastructure publique (troisième rangée); ceci reflète les différences dans l'usage des infrastructures sanitaires, plus fréquent en ce qui concerne les centres de santé de base que les hôpitaux. D'où le fait que la répartition des services publics de la santé, loin de cibler avec justesse les pauvres, se caractérise par une régression per capita.<sup>23</sup> En outre, comme les riches ont également plus tendance à recevoir des soins chez des prestataires privés formels, la répartition d'ensemble des services formels de soins (publics ou privés), et ainsi probablement également la répartition du statut sanitaire, favorise avec plus de vigueur les plus aisés.

### **3. Les dépenses du ménage par maladie**

Le Tableau 9 montre, la moyenne des dépenses en traitement par maladie, par type de prestataire et quintile de dépenses. Ces dépenses, collectées dans le module "santé" de l'enquête sur les ménages, comprennent les coûts de visite et les frais de déplacement. Afin de relativiser ces coûts, le tableau montre également les moyennes du quintile pour les dépenses mensuelles du ménage. En regardant au premier abord à la moyenne pour tous les quintiles dans la dernière colonne, la position des prestataires par coûts de traitement suit le modèle escompté. En particulier, parmi les prestataires formels, les services de soins formels privés (pour la plupart dispensés par des médecins privés) sont de loin les plus chers (5 480 Fmg par maladie), suivis des services de soins en hôpital et des services de santé de base (

---

<sup>23</sup> Ceci s'accorde à tout y prendre avec l'analyse de la Banque Mondiale (1996) qui utilisait les données relatives aux dépenses du gouvernement, plutôt que d'utiliser simplement des indicateurs pour évaluer les avantages liés aux services de la santé. Toutefois, cette étude a conclu que parmi les prestataires publics, la subvention aux hôpitaux, plutôt que celle des services de santé de base, était la plus régressive par tête. Remarquons de nouveau que nous considérons uniquement la progressivité *per capita*, c'est-à-dire les parts d'avantages allant aux pauvres, par rapport à leur proportion dans la population (voir note 15). Par rapport à la répartition des *dépenses* plutôt que de la population l'étude menée par la Banque Mondiale conclue qu les services publics de la santé sont quelque peu progressifs.

respectivement 2 222 Fmg et 1 367 Fmg). Les dépenses par maladie semblent plus élevées pour les riches dans les catégories de services de soins privés (aussi bien formels qu'informels) mais ceci est moins évident en ce qui concerne les hôpitaux et les services de santé de base. Pour ces derniers, ceci signifie, bien entendu, que par rapport au revenu du ménage les pauvres encourent des charges substantiellement plus lourdes. Toutefois, même pour les quintiles les plus bas, les coûts de traitement d'une maladie se montent à seulement 4% des dépenses moyennes mensuelles du ménage pour ce quintile. En outre, les moyennes déguisent le fait que dans la majorité des cas (presque 60%) de soins hospitaliers, les coûts de traitement déclarés, y compris les frais de transport, sont en fait égaux à zéro. Les frais ne sont normalement pas imputés, dans les infrastructures publiques de santé, donc cela n'a rien de surprenant. Il en va de même pour les services de santé de base, lesquels sont amplement de nature publique, dont les dépenses de traitement déclarées sont de zéro pour 62% des cas.

Toutefois, il est fort peu douteux que ces coûts déclarés de traitement sous-estiment le fardeau financier réel que représente pour un foyer le traitement d'une maladie. L'enquête n'a collecté que des informations relatives aux coûts de consultation et frais de déplacement. Les patients des infrastructures publiques doivent d'habitude déboursier eux-mêmes pour leurs médicaments et autres fournitures médicales, et doivent de même souvent payer quelque somme au personnel médical chargé de les soigner; en toute vraisemblance, ces dépenses sont exclues des coûts déclarés par visite, lesquels sont probablement limités aux frais directs payés. Aspect également significatif, comme en ce qui concerne les dépenses d'éducation discutés plus haut, les coûts indirects ne sont pas inclus. En zone rurale en particulier, les infrastructures sanitaires (tout particulièrement les hôpitaux) peuvent se trouver à une certaine distance du lieu de résidence d'un patient. Combiné à une infrastructure routière très pauvre et le manque de moyens de transports faciles, ceci peut équivaloir à une allocation importante de temps aux déplacements pour recevoir des soins (le défaut de déclarations relatives aux dépenses de déplacement indique non pas que le transport soit exclu des questions, mais que les gens se rendent à pied vers les centres de soin). Comme le temps ainsi alloué aux déplacements devraient potentiellement avoir été consacré à un travail productif à la maison, à la ferme, ou au travail salarié, il y a là un coût supplémentaire en termes de manque à gagner en produits ou revenus. L'enquête communautaire sous l'EPM, conduite en conjonction avec l'enquête sur les ménages, discutée en détail dans une prochaine section, fournit des informations quant aux distances et temps à couvrir pour se rendre jusqu'aux prestataires de services de santé en zone rurale. Comme il en est discuté dans la section en question les coûts indirects estimatifs de traitement auprès de prestataires publics sont en effet assez importants, et ils sont substantiellement plus importants que les coûts directs.

### **C. L'accès aux services d'éducation et de santé : sommaire**

Les analyses descriptives objet des deux précédentes sections, conduisent à un certain nombre d'observations générales touchant à l'accès aux services d'éducation et de santé.

En premier lieu, il existe des différentielles significatives par niveau de revenu et localisation du ménage, en ce qui concerne l'utilisation de ces services. Les individus les plus pauvres ont moins tendance que les plus aisés à rechercher un traitement à une maladie et les enfants pauvres sont significativement moins susceptibles de se trouver scolarisés. En ce qui concerne la localisation, les inscriptions scolaires et les taux de consultation pour des services de soins curatifs sont beaucoup plus bas en zone rurale qu'en zone urbaine, ce qui reflète les différences zone rurale-zone urbaine dans les revenus moyens et, probablement, dans la disponibilité de prestataires. Comme les ménages ruraux sont en général pauvres, une stratégie de ciblage des dépenses publiques vers l'éducation et la santé dans les zones rurales avantagerait les pauvres d'une manière disproportionnée. Remarquons cependant que plus de trois-quarts de la population malgache est rurale. Dans le monde rural de Madagascar même, il existe des disparités significatives de revenu, et les écarts d'inscription scolaire, en particulier entre les quintiles les plus pauvres et ceux les plus riches de la population rurale, sont très grands. Par conséquent, les inégalités d'accès aux services, en zone rurale (de même qu'en zone urbaine), ont besoin également d'être reconnus et traités au moyen de politiques.

En deuxième lieu, à l'exception de l'école primaire, l'incidence des services d'éducation et de santé est pratiquement régressive par tête. C'est-à-dire que les inscriptions dans les établissements scolaires publics et les consultations par personne sont plus élevées pour les quintiles supérieurs que les quintiles plus bas, et souvent plus élevés à l'extrême (comme c'est le cas pour l'enseignement secondaire et universitaire). même la répartition de l'enseignement publique primaire ne cible pas bien les Malgaches les plus pauvres car elle est seulement timidement progressive. Les questions relatives à l'incidence des services publics groupe de revenu ne peut pas être séparé des questions de localisation et de placement des services : plusieurs services publics clés, tels que les écoles secondaires et les hôpitaux, ont tendance à être localisés dans les centres urbains, où les ménages sont relativement aisés.

En troisième lieu, les alternatives privées en faveur de services publics, pour l'éducation comme pour la santé, sont utilisées de manière disproportionnée par les ménages plus aisés. Sur la base de l'analyse statique, nous pourrions conclure dans un premier temps que les prestataires privés ne représentent pas une alternative viable pour les pauvres, et en second lieu, que l'expansion continue des secteurs privés de l'éducation et de la santé avantageront de manière disproportionnée les personnes aisées, rendant la répartition du capital humain encore plus inégal. Toutefois, alors qu'elles sont plausibles ces conclusions ne peuvent être déduites avec certitude à partir d'une analyse purement descriptive. En particulier, le recours actuellement faible des prestataires privés par les pauvres peut refléter un manque d'accès local, non pas seulement les coûts plus élevés de ces prestataires privés. Si l'expansion des services privés a lieu dans des domaines non couramment desservis par le secteur privé, les pauvres pourraient en bénéficier. Comme il est décrit ci-dessous, pour la scolarisation primaire et les services de santé, les calculs du modèle de données et de comportement (de demande) nous permettent de traiter cette question grâce à des simulations des impacts de l'expansion du secteur privé sur le niveau et la répartition des inscriptions scolaires et de l'utilisation des services de santé.

Quatrièmement, les charges financières associées à l'inscription d'un enfant à l'école et au traitement d'une maladie (mesurées respectivement par rapport aux dépenses du ménage per capita et aux dépenses mensuelles de ce ménage) sont généralement plus lourdes pour les ménages pauvres. C'est le cas aussi bien pour les prestataires publics que les prestataires privés plus chers de services d'éducation et de santé, et cela a lieu en dépit du fait que les riches paient substantiellement plus en termes absolus (c'est-à-dire en Fmg).

Enfin, et d'une manière favorable, on trouvera peu de différences liées au genre soit dans les taux d'inscription scolaire, soit dans la vraisemblance de traitement des maladies. A la différence de plusieurs pays en voie de développement, par conséquent, les filles et les femmes de Madagascar en général ne sont pas désavantagées, en ce qui concerne l'accès à ces services sociaux. Une exception cependant, touchant les quintiles les plus pauvres, est que les filles ont quelque peu moins tendance que les garçons à fréquenter l'école secondaire.



### **3. LA DEMANDE DE SERVICES D'ÉDUCATION PRIMAIRE**

#### **A. Introduction**

Le reste de la présente étude est consacrée à l'analyse économétrique de la demande de services publics, en commençant par l'éducation. Nous considérons dans une première section les déterminants du choix de l'école primaire, et dans la section suivante nous nous tournons vers l'analyse des décisions qui précèdent à l'inscription dans le niveau du Secondaire. Comme nous l'avons fait remarquer précédemment, les deux dernières décades ont vu des baisses dans les inscriptions de l'enseignement primaire à Madagascar après les premiers succès des efforts d'expansion de l'accès à l'éducation. Vu l'importance de l'amélioration du capital humain en tant que moyen permettant de relever la croissance économique et d'enclencher la réduction de la pauvreté, il y a beaucoup à gagner de la compréhension des facteurs qui affectent les inscriptions en général aussi bien que le choix entre l'école publique ou l'école privée primaires.

La crise des inscriptions est tout particulièrement grave en zone rurale : comme nous l'avons vu, les taux d'inscription au niveau du Primaire sont beaucoup plus bas chez les enfants de la population rurale que chez les enfants des villes. Il existe un certain nombre d'explications à ces taux d'inscription rurale, dont les revenus bas des ménages, la qualité inférieure des infrastructures scolaires, et la distance jusqu'à ces écoles. Pour notre analyse, nous pouvons tirer profit des données de l'enquête de communautés, collectées en zone rurale (principalement) en conjonction avec l'enquête sur les ménages - EPM 1993 -, qui inclue des informations sur la disponibilité en écoles primaires et un certain nombre de caractéristiques scolaires ayant rapport avec la qualité. L'analyse descriptive de ces données sur les écoles revêt un intérêt important en elle-même car elle donne une image des conditions qui prévalent dans les écoles primaires publiques et privées. Mais en outre, la disponibilité d'informations scolaires offre une opportunité d'évaluer formellement (c'est-à-dire économétriquement) le rôle de facteurs tels que la distance jusqu'aux écoles et la qualité des écoles, sur les inscriptions au niveau du Primaire. Vu les données oculaires suggérant que la qualité en voie de déclin de l'enseignement public a joué un rôle dans les baisses récentes des inscriptions, la question des effets de la qualité revêt un intérêt particulier.

Un certain nombre de solutions à la baisse des inscriptions (et aux insuffisances de revenu) ont été suggérées pour Madagascar et d'autres pays. Parmi ces solutions sont des propositions d'augmenter les frais de scolarité afin de financer les mesures d'amélioration de la qualité dans les écoles ou de l'accès aux écoles (par la construction d'un plus grand nombre d'écoles), et de permettre au secteur privé de combler les écarts de couverture en écoles publiques. Pour évaluer ces options de politique, nous utilisons des calculs tirés du modèle de choix de l'école primaire, pour réaliser un certain nombre de simulations de politiques. En second lieu, nous simulons les impacts des mesures d'amélioration de la qualité, fournissant ainsi une

indication de la portée du renversement des baisses des inscriptions résultant des améliorations apportées aux écoles publiques. Nous traitons également la faisabilité d'une hausse des frais de scolarité en vue de appuyer ces mesures d'amélioration de la qualité. Troisièmement, nous simulons une expansion des écoles primaires privées, afin de traiter la question de savoir si la croissance des substituts privés (et plus chers) pour l'éducation aura pour effet d'augmenter de manière significative les inscriptions dans le Primaire, tout particulièrement parmi les ménages ruraux pauvres. Comme les questions de répartition sont primordiales dans notre analyse, toutes les simulations tiennent compte de façon explicite des différences par quantile (ruraux) de dépenses, dans les changements relatifs aux inscriptions.

## **B. Méthodologie**

Pour l'analyse économétrique des déterminants du choix de l'école primaire, nous opposons les informations individuelles et les informations sur le ménage, tirées de l'enquête sur les ménages - EPM -, aux données relatives aux écoles primaires tirées de l'enquête communautaire. Nous considérons les déterminants du choix de l'école primaire c'est-à-dire les impacts des caractéristiques du ménage et des facteurs scolaires tels que les frais et la qualité, sur les décisions qui dictent l'envoi d'un enfant dans une école primaire publique, une école primaire privée, ou qui dictent qu'il ne sera pas du tout inscrit. Notre approche du problème fait usage d'une méthodologie empirique désormais standard d'analyse d'un choix discrétionnaire parmi les alternatives concurrentes; la méthode est essentiellement la même pour l'analyse du choix du prestataire de services de santé, dans la dernière section du présent rapport. Nous utilisons un modèle logit emboîté, pour estimer les déterminants du choix de l'école primaire. Une généralisation du modèle multinomial plus simple (non emboîté), le modèle logit emboîté s'avère plus flexible en ce qu'il nous permet de grouper ensemble les choix ayant un lien entre eux. Par exemple, nous nous attendrions à ce que les options pour les écoles primaires publiques et privées soient liées plus étroitement les uns aux autres qu'aux alternatives de non-inscription. En termes plus techniques, le modèle emboîté permet aux termes d'erreur pour des choix apparentés, d'être corrélés, tandis que le modèle logit plus simple suppose que tous les termes d'erreur sont indépendants. En suivant la pratique standard du choix de l'école tel qu'il ressort de la littérature, nous groupons les alternatives de telle sorte que les termes d'erreur pour les choix des écoles, lesquels dans le cas présent portent sur l'école publique et l'école privée, sont autorisées à être corrélées.

Un autre aspect de la technique de calcul que nous employons est qu'elle explique le fait que ce ne sont pas tous les individus qui ont accès aux deux types d'école. Comme il a été discuté plus haut, les écoles primaires privées ne sont pas disponibles, au niveau local, à la majorité des enfants du monde rural de l'échantillon. Ne pas prendre cela en compte dans les calculs conduirait à des paramètres estimatifs qui induisent en erreur, comme les calculs auraient pour effet de gonfler les effets des variables indépendantes avec les effets de l'accès aux écoles. Par exemple, la demande d'enseignement privé peut être une fonction positive pour le revenu ou les dépenses du ménage et pour la proximité des écoles privées. Ce dernier aspect sera corrélé avec le revenu si les écoles privées tendent à être localisées au sein de communautés plus aisées. En évaluant le rôle des changements de revenus sur la

demande, par conséquent, il est important de ne pas confondre cet effet avec celui de l'accès qui lui est lié au revenu.

Enfin, la spécification des équations de calcul du modèle devrait être assez flexible pour permettre aux réponses de prix de différer d'avec le niveau de revenu. De telles différences sont d'habitude validées de manière empirique - tout particulièrement, les pauvres s'avèrent d'habitude plus sensibles aux augmentations de prix que les non-pauvres. Ceci aura d'importantes implications pour les sorties répartitionnelles des politiques de prix. Un certain nombre de spécifications fournissent cette flexibilité ; nous en choisissons une particulièrement simple. Les fonctions sont linéaires pour les caractéristiques du revenu, du ménage, et du prestataire, mais agit sur les prix des prestataires avec des variables dummy pour chaque quartile de dépenses per capita du ménage. Ce dernier est égal à 1 si le ménage de la personne tombe dans un quartile donné, et zéro s'il en est autrement. Ainsi, le modèle permet aux réponses de prix de présenter des différences à travers les groupes de revenu.<sup>24</sup>

Une présentation technique complète de la méthode économétrique et du modèle théorique sous-jacent est présenté à l'annexe A.

## **C. Données et résultats descriptifs**

### **1. Questions liées aux données**

#### **a. Les coûts de scolarisation**

D'une perspective de politiques, les coûts des alternatives de scolarisation sont parmi les variables les plus importantes du modèle. Toutefois, il est souvent difficile d'obtenir une mesure appropriée des coûts de scolarisation à partir de données d'enquête. Ces coûts comprennent aussi bien les dépenses directes - frais de scolarité, transport, livres et autres rubriques scolaires - que les coûts indirects de la scolarisation. Le coût indirects, autrement appelés coûts d'opportunité, est le revenu ou produit que le ménage abandonne lorsque leur enfant fréquente l'école au lieu de s'adonner à un travail dans la ferme familiale ou à la maison (ou plus rarement, à l'occasion d'un travail salarié). L'EPM, comme plusieurs autres enquêtes de ménages, collecte des informations sur les coûts directs, c'est-à-dire les dépenses du ménage pour l'éducation, pour chaque élève inscrit. Ces coûts ont été examinés dans le cadre de la section descriptive plus haut. Nous utilisons les valeurs médianes communautaires (*fokontany*) de ces coûts pour chaque alternative d'école, pour représenter les coûts directs des écoles locales publiques et privées.

Plus embarrassants sont les coûts d'opportunité de la scolarisation. En zone rurale, à Madagascar, quelque 40% des garçons et 30% des filles de 7 à 14 ans participent à un travail générateur de revenu, principalement dans l'agriculture.<sup>25</sup>

---

<sup>24</sup> Remarquons l'utilisation des dummy du quartile plutôt que du quintile pour les interactions. Tandis que considérer l'interaction des prix avec les quintiles (ou même des divisions plus fines de la répartition des dépenses) permettrait une plus grande non-linéarité dans les réactions aux prix, les calculs dans de telles spécifications se sont avérés sensibles aux **price outliers** (?).

<sup>25</sup> Voir P. Glick (1999)

Pour les filles de cette tranche d'âge, le travail ménager est également important. Par conséquent, les coûts d'opportunité peuvent être importants pour plusieurs enfants d'âge scolaire du Primaire. Ces coûts sont calculés comme étant les heures de production au marché ou à la maison passés en perte lorsque l'enfant fréquente l'école, multiplié par le prix du temps de l'enfant (le salaire implicite).<sup>26</sup> Le temps de travail manqué est d'habitude estimé de façon simple comme étant la différence moyenne des heures de travail productif accomplies par des enfants non-inscrits et des enfants inscrits. Le tarif du temps d'un enfant s'obtient de façon typique à partir des régressions de salaire de l'échantillon d'enfants faisant partie de la population active salariée, ou il est, plus simplement, représenté par le taux salarial agricole local accordé au travail des enfants. Toutefois, là où les enfants travaillent réellement, obtenir une mesure adéquate de la valeur de ce temps s'avère impossible.<sup>27</sup> C'était le cas pour tout l'échantillon. Tout juste 100 enfants des campagnes, âgés de 6 à 15 ans ont été déclarés comme travaillant contre un salaire, selon l'enquête EPM. Cet échantillon était simplement trop petit pour obtenir de bonnes mesures du coût du temps des enfants.<sup>28</sup> Par conséquent, nous incluons dans le modèle les seuls coûts directs de scolarisation (les dépenses médianes annuelles de la communauté par élève en frais de scolarité, transport, fournitures et autres rubriques scolaires) pour chaque alternative.

#### b. Données manquantes

Comme il a été fait remarquer auparavant, notre analyse économétrique oppose les informations sur les individus et les ménages, tirées de l'enquête sur les ménages -EPM- aux données relatives aux écoles primaires, collectées à l'intérieur de l'enquête communautaire. Dans le cadre de cette dernière, les informations ont été collectées pour chaque Fokontany en ce qui concerne les écoles (jusqu'à trois au maximum) le plus fréquentées par les enfants du Fokontany. Pour chacune de ces écoles, il a été rapporté ce qui suit : la distance et les coûts de transport, la taille maximum des classes, les nombres d'élèves et d'enseignants, le partage des salles par différentes classes, et plusieurs indicateurs des conditions prévalant dans l'infrastructure scolaire. Comme la liste pouvait relever trois écoles, l'enquête a pu saisir les écoles publiques concernées ainsi que les prestataires privés du Fokontany.

<sup>26</sup> Autrement dit, le coût annuel indirect de la scolarisation est  $w_i * T_{ij}$ , où  $T_{ij}$  est équivalent aux heures annuelles de travail de l'enfant, abandonnées au profit de l'école,  $j$  l'alternative et  $w_i$  la valeur du temps de l'enfant, c'est-à-dire le salaire horaire potentiel de l'enfant ou le produit marginal d'une heure de travail à la maison ou à la ferme familiale. En laissant  $P_j$  représenter les coûts directs de l'option de scolarisation  $j$  (frais de scolarité, transport et autres dépenses de scolarisation), le coût total de l'option de scolarisation pour un individu  $i$  est par conséquent égal à  $P_j + w_i * T_i$ .

<sup>27</sup> En principe, la valeur implicite du temps d'un enfant, pourrait, autrement, être obtenue à partir de calculs découlant des fonctions de production, pour l'agriculture familiale, dans de cadre de laquelle les enfants du monde rural sont employés en grand nombre. Toutefois, il s'agit là d'une tâche compliquée avec toute une armée de difficultés pratiques propres, et il est rare que les études de demande d'enseignement s'ingénient à obtenir des calculs du coût du temps des enfants de cette manière.

<sup>28</sup> Les régressions salariales avaient des coefficients presque non-significatifs autres que pour plusieurs des variables dummy de localisation (*Faritany*). Là où les coûts d'opportunité ont été calculés sur la base de salaires prévisibles et ont été comprises dans les variables de coût utilisées dans les modèles logit, les coefficients sur le coût avaient souvent le mauvais signe (c'est-à-dire positif). Le fait d'utiliser simplement les salaires d'enfant moyens agricoles pour le *Faritany* de l'enfant rendait de maigres résultats similaires.

Toutefois, il peut être déduit des données sur les ménages qu'au moins quelques enfants des campagnes fréquentant des écoles primaires privées ne sont pas énumérés dans l'enquête communautaire. Vraisemblablement, ces écoles n'ont pas été relevées parce qu'elles étaient relativement "non importantes", comparées aux écoles de la liste. Ceci est confirmé par le fait que dans les communautés où il n'y avait pas d'écoles primaires privées portées sur la liste de l'enquête communautaire mais dans lesquelles nous avons néanmoins trouvé des élèves du privé selon les données sur les ménages, le nombre d'élèves du privé est faible : entre 2 et 3 en moyenne, comparé à environ 9 pour les communautés où l'existence d'une école privée est rapportée.

Pour notre calcul économétrique du choix de l'école primaire, qui utilise les caractéristiques scolaires rassemblées à partir de l'enquête communautaire, ces cas représentent avec évidence un problème de données manquantes : nous manquons d'informations en ce qui concerne les écoles fréquentées par quelques (encore qu'ils soient très peu nombreux) membres de la communauté. Dans d'autres cas, nous avons été confrontés essentiellement au problème opposé, celui qui concerne d'habitude également les écoles privées : le type d'école était listé sur le questionnaire de la communauté, mais aucun des ménages interrogés dans la communauté n'avait d'enfant le fréquentant. D'où notre incapacité à utiliser les données de l'enquête sur les ménages pour construire une tarification locale (les coûts médians de scolarisation au sein de la communauté) pour ces écoles. Pour les calculs, nous excluons les communautés présentant l'un ou l'autre de ces problèmes de données. Ceci a pour résultat de réduire l'échantillon de 2 675 à 1 820 enfants âgés de 6 à 12 ans.<sup>29</sup> Comme toujours, lorsqu'on traite les réductions d'échantillon pour des raisons qui tiennent aux données, il est nécessaire d'être conscient du potentiel de biais de sélection présent dans les calculs de paramètres. Ceci adviendra si les communautés laissées de côté diffèrent systématiquement de celles qui sont comprises dans le calcul en termes de caractéristiques non mesurées affectant la demande d'enseignement.<sup>30</sup>

## **2. Les taux d'inscription et la disponibilité en écoles**

---

<sup>29</sup> Ceci n'inclue pas une première réduction de l'échantillon de 125 enfants de communautés où les caractéristiques n'ont pu être opposées aux informations portant sur le type d'école, typiquement parce qu'un nombre différent d'écoles a été rapporté dans les dossiers séparés concernant le type d'école et les caractéristiques des écoles. L'échantillon exclut de même les enfants du pré-scolaire et ceux qui ont déjà passé les examens de fin d'études primaires à l'âge de 12 ans.

<sup>30</sup> Remarquons que nous ne nous contentons pas de laisser simplement les *individus* qui fréquentent les écoles ne figurant pas sur la liste (pour traiter du premier problème relatif aux données), pas plus que nous n'excluons des écoles de la liste mais "non fréquentées" de l'ensemble d'écoles choisies (pour traiter du deuxième problème). Ceci impliquerait presque certainement de plus graves problèmes de sélectivité. Dans le premier cas, nous serions entraîné d'éliminer des individus qui, compte tenu du fait qu'ils trouvent opportun de faire un certain trajet jusqu'à une école non locale censée être meilleure (typiquement privée), qui ont des chances de différer de l'échantillon restant en termes de préférence en matière d'éducation. Dans le second cas, nous serions entraîné de mal interpréter les choix réels dont disposent les individus de la communauté. Au lieu de laisser les observations sur les individus (et les écoles) de cette manière, par conséquent, nous excluons les communautés pour lesquelles les informations étaient partielles pour l'une ou l'autre des raisons décrites.

Le Tableau 10 montre les taux de non-inscription et les taux d'inscription dans l'enseignement primaire public et privé pour l'échantillon de l'évaluation des enfants âgés de 6 à 12 ans, par quartile de dépenses per capita de ménage rural. Comme l'échantillon est à dominance rurale, les divisions du quartile utilisées sont celles générées à partir de l'échantillon de tous les ménages ruraux. A l'instar de ce que nous avons vu précédemment dans la section qui décrit l'éducation, il existe de très grandes différences par niveau de revenu dans la configuration des inscriptions de l'enseignement primaire. 59% des enfants du quartile le plus pauvre ne fréquentent pas l'école, comparés à tout juste 31% des enfants du quartile le plus riche. Les inscriptions dans l'enseignement primaire privé sont de loin moins dominants par rapport aux inscriptions dans l'enseignement public, en ce qu'ils représentent seulement 15% de toutes les inscriptions de cet échantillon. Toutefois, ce ration augmente en flèche avec le quartile de dépenses. Pour le quartile le plus riche, le ratio total d'inscription dans le privé est de 0,26, contre seulement 0,12 pour le quartile le plus pauvre.

Le tableau montre également le pourcentage d'individus, accompagné du nombre d'écoles primaires publiques et privées disponibles dans la localité. Un type d'école est considéré comme "disponible" si cette école figure sur la liste de l'enquête des communautés comme étant une des écoles (dans un total maximum de trois écoles) les plus fréquentées par les résidents de la communauté. Le tableau indique que tandis que des écoles primaires publiques soient toujours disponibles, la portion de l'échantillon qui opte pour l'enseignement privé dans cet échantillon à dominance rurale, est en général réduite - 23% en moyenne.

Ces chiffres se rapportent à l'échantillon d'évaluation. Comme il vient d'être expliqué, cet échantillon exclue les communautés pour lesquelles les écoles privées ne figurent pas sur la liste, mais pour lesquelles un ou plusieurs élèves de l'enseignement primaire privé sont repérés dans les données correspondantes sur les ménages. Si nous incluons ces communautés dans l'échantillon, et si nous définissons la disponibilité en écoles primaires privées comme signifiant soit que l'école figure dans l'enquête des communautés *soit* qu'un enfant de la localité est déclaré comme fréquentant une école privée, la portion de l'échantillon disposant d'une école privée est substantiellement plus grande - 44% - quoique encore bien en-dessous de la disponibilité en écoles publiques. Toutefois, "disponibilité" est un terme relatif. La définition large inclue les communautés dans lesquelles, par exemple, existe un seul élève d'école primaire privée fréquentant une école ne figurant pas sur la liste de l'enquête des communautés. Dans de tels cas, l'école privée est vraisemblablement située hors de la localité et, de façon réaliste, peut ne pas offrir une alternative faisable pour la plupart des ménages de la communauté. Il s'ensuit qu'en termes pratiques, la différence qui marque la disponibilité en écoles privées dans l'ensemble des échantillons d'évaluation n'est, très vraisemblablement, pas aussi dramatique qu'il ne ressort des chiffres que l'on vient de citer.<sup>31</sup>

La disponibilité en écoles privées, si elle est en général faible, augmente en flèche avec le niveau de dépenses du ménage, tout particulièrement après le troisième quartile. En d'autres termes, les riches jouissent d'un accès plus grand à

---

<sup>31</sup> En fait, les ratios d'*élèves* de l'enseignement public et du privé dans la totalité des échantillons d'estimation sont beaucoup plus rapprochés : 0,21 contre 0,18.

l'enseignement primaire privé, en ce qu'ils ont tendance à résider dans des communautés desservies par l'enseignement privé. Bien entendu, il n'est pas surprenant que les écoles privées, qui sont plus chères que les établissements scolaires publics, soient localisées dans des zones où les revenus des ménages sont élevés.<sup>32</sup> Le tableau suggère que les pauvres peuvent avoir moins tendance à fréquenter les écoles privées, en partie parce que ces derniers ne sont pas facilement accessibles, plutôt que parce qu'ils ne pourraient pas se le permettre. Nous reviendrons à cette question plus loin, où nous simulons les effets sur les inscriptions, d'une expansion des écoles privées dans des zones qui ne sont pas actuellement desservies par le secteur privé.

### **3. L'enquête des communautés sous l'EPM : les caractéristiques des écoles privées**

Le Tableau 11 présente les données relatives aux coûts scolaires au niveau du Primaire et autres caractéristiques par type d'école et quartile de dépenses per capita du ménage. Comme il a été décrit plus haut, les coûts sont représentés par les dépenses médianes d'éducation par élève et pour chaque type d'école, par la communauté, calculées d'après l'enquête des ménages. Ces coûts, qui reflètent en grande partie des frais de scolarité beaucoup plus élevés dans les écoles privées, sont environ trois fois plus considérables pour les écoles primaires privées que pour les écoles publiques, le rapport étant uniforme à travers le schéma de répartition des dépenses. Toutefois, pour les deux alternatives scolaires, les dépenses scolaires médianes augmentent avec le quartile de dépenses. Ceci reflète en partie les frais réclamés par les écoles localisées au sein de communautés plus aisées, mais toujours est-il que les autres dépenses scolaires sont également plus élevées.

Dans l'enquête des communautés, les informations relatives aux caractéristiques des écoles ont été collectées pour trois écoles primaires fréquentées par les résidents du Fokontany. Le tableau montre les moyennes des caractéristiques des plus proches écoles de chaque type (publiques ou privées); ce sont les mesures de la qualité des écoles, utilisées dans l'évaluation. Premièrement, nous comparons les moyennes de l'échantillon en ce qui concerne les écoles publiques et privées, telles que le montre la dernière colonne. Dans la mesure où ces indicateurs sont **proxies (?)** pour la qualité de l'école, les chiffres impliquent que les écoles primaires privées sont d'une qualité supérieure par rapport aux écoles publiques, quoique les différences ne soient pas grandes. Le ratio moyen élève-enseignant dans l'école privée locale la plus proche est de 45, comparé à 55 dans l'école publique la plus proche. L'utilisation de la même salle de classe par des classes différentes est un fait constatable dans 56% des écoles privées, comparée à 67% pour les établissements scolaires publics. Les indicateurs ayant trait à l'état de l'infrastructure en montrent plus en ce qui concerne les différences. Par exemple, 40% des écoles privées les plus proches sont équipées de fenêtres en "bon" état (aucune fenêtre de brisée, sinon très peu), si on les compare à tout juste 6% d'écoles publiques. L'état des bâtiments

---

<sup>32</sup> C'est-à-dire que les écoles privées démarrent dans des zones où la demande, basée sur les revenus, est censée être élevée. Une autre explication du modèle du tableau est que les écoles privées sont construites dans des zones à forte densité de population, qui se trouvent être aussi les plus riches; ceci pourrait aussi conduire à la corrélation que nous avons observée, entre quintile de dépenses et disponibilité.

scolaires est déclarée “bonne” ou “moyenne” dans 87% d’écoles privées, le même constat n’étant valable que pour 40% des écoles publiques.

En ce qui concerne la variation des caractéristiques par niveau de dépenses du ménage, les ménages aisés paraissent jouir d’un accès à des écoles primaires publiques de qualité supérieure. A l’exception du ratio élève-enseignant et de la taille de classe maximale, les indicateurs de la qualité des écoles publiques s’améliorent en général à mesure qu’augmente le quartile de dépenses, quoique les différences ne soient pas vraiment aberrantes. Par exemple, parmi les deux premiers quartiles, la variable moyenne de partage de salle est d’environ 0,69, comparée à 0,62 pour les deux quartiles supérieurs. De plus, l’école publique la plus proche est quelque peu voisine pour les ménages ruraux plus aisés : la distance moyenne jusqu’à l’école est de 0,14 kilomètres pour le quartile supérieur, comparée à 0,35 kilomètres pour le quartile le plus bas.<sup>33</sup> De même pour les écoles privées, le tableau montre que les caractéristiques des écoles, à tout prendre, s’améliorent avec le niveau de dépenses.

Ce tableau, combiné avec le tableau précédent, indique par conséquent ce qui suit. Premièrement, les ménages ruraux les plus aisés jouissent d’un accès plus grand aux écoles primaires privées, lesquelles sont, d’après ce que suggèrent nos données relatives aux qualités des écoles, présentent une qualité supérieure aux écoles publiques. Deuxièmement, les ménages plus riches ont aussi à leur portée des écoles publiques locales d’une qualité légèrement plus supérieure que ceux des écoles à la portée des ménages plus pauvres. Dans ce sens, les ménages ruraux riches sont doublement avantagés lorsqu’il s’agit d’options pour l’école primaire. Ces différences dans la disponibilité et la qualité devraient avoir des effets sur les inscriptions relatives des pauvres et des non-pauvres, tout à fait en marge des effets que peuvent avoir le revenu.

Les données présentées au tableau 11 mettent aussi en exergue l’état général déplorable des écoles primaires en zone rurale, tout particulièrement les écoles publiques. Dans environ deux-tiers des écoles publiques de notre échantillon, différentes classes doivent partager la même salle. On imagine sans peine qu’une telle pratique interfère sur les capacités des élèves à assimiler l’enseignement. En outre, les indicateurs relatifs à l’état des bâtiments scolaires publics suggèrent que ces écoles sont en général en état de dégradation, ce qui peut également avoir des effets préjudiciables sur la qualité de l’éducation que les enfants reçoivent. Il s’ensuit que ces résultats descriptifs s’accordent avec les préoccupations largement exprimées, portant sur la qualité inférieure et en voie de déclin des écoles publiques.<sup>34</sup>

#### **D. Résultats de l’estimation**

Les résultats du modèle logit emboîté de choix d’école primaire sont montrés au Tableau 12. En raison de la normalisation, les calculs du modèle ne

---

<sup>33</sup> Il nous faut observer que la distance déclarée jusqu’à l’école publique la plus proche est de zéro pour la majorité des cas pour tous les quintiles, c’est-à-dire que la plupart des communautés sont desservies par une école publique située dans le village même.

<sup>34</sup> Malheureusement, l’enquête des communautés sous l’EPM n’a pas collecté de données sur d’autres mesures de la qualité telles que la disponibilité en fournitures et l’instruction des enseignants.



doivent pas être interprétés comme montrant un effet des variables explicatives sur l'utilité à partir d'une alternative particulière pour une école (école publique ou école privée), relativement à l'utilité à partir de l'option de base, à savoir la non-inscription.<sup>35</sup>

Les calculs pour les variables de prix dans le modèle - les coûts annuels de scolarisation, en interaction avec le quartile de dépenses par capita - sont généralement négatifs, comme il fallait s'y attendre, et à tout prendre, significatifs statistiquement. En ce qui concerne les écoles publiques, les coefficients de prix tombent en valeur absolue à mesure qu'augmentent les dépenses du ménage, indiquant que les pauvres sont plus sensibles que les riches au prix de la scolarisation. Ceci, comme nous l'avons observé, est une découverte typique des études portant sur le choix des prestataires dans les pays en voie de développement. Un modèle similaire est observable en ce qui concerne l'école privée - en fait, l'effet estimatif des prix de l'enseignement privé s'avère positif pour le quartile supérieur, quoique le coefficient ne soit pas significatif.

La distance jusqu'à l'école la plus proche est marquée de l'effet négatif escompté pour l'école publique, mais est sans effet pour l'école privée. Ceci peut indiquer que les parents sont moins sensibles aux variations dans les distances jusqu'aux écoles d'une qualité perçue comme supérieure (c'est-à-dire les écoles privées). Il faudrait garder à l'esprit, cependant, que les possibilités de choix, dans le modèle, tendent à exclure les écoles qui sont les plus éloignées, puisque ces écoles ont plus tendance à être privées.

---

<sup>35</sup> Voir l'annexe A pour des détails supplémentaires.

que publiques parce que les écoles publiques sont plus communes, d'où le fait qu'elles se trouvent typiquement plus près. Si l'on avait pu disposer d'informations sur les distances jusqu'à ces écoles éloignées, nous pourrions trouver plus d'un impact estimatif de la distance sur les écoles privées.

Les calculs relatifs aux attributs des infrastructures scolaires indiquent que - en ce qui concerne l'école primaire publique - la qualité de l'école joue un rôle significatif dans la décision des parents touchant à la scolarisation de leurs enfants. L'usage d'une même salle de classe par des classes multiples a un impact négatif hautement significatif sur l'utilité, s'agissant d'une école publique, tandis que le bon état des fenêtres a un impact positif significatif. Pour ce qui est de l'école privée, d'un autre côté, les caractéristiques des écoles n'ont pas d'effets significatifs. Il est possible que les améliorations grandissantes que connaissent les écoles ont des effets plus importants sur les performances des élèves lorsque la qualité est inférieure, de telle sorte que les effets de la demande pour de telles améliorations seront plus grands en ce qui concerne l'alternative pour la qualité inférieure. Il s'ensuit que les différences des effets liés aux caractéristiques des écoles, sur les probabilités de choix en faveur du public ou du privé, peuvent refléter la qualité inférieure des écoles publiques.<sup>36</sup>

Le coefficient sur la variable dummy d'être de sexe féminin n'est pas significatif, ceci indiquant que le genre n'a pas d'impact sur le choix en faveur d'une école publique ou privée. Comme les calculs mesurent les effets de la variable sur l'utilité à partir de chaque choix d'école par rapport à la non-inscription, ceci est équivalent au non-impact du genre sur les inscriptions du primaire en général, et en accord avec les taux d'inscription semblables pour les garçons et les filles, tel qu'il a été rapporté plus haut. Comme il fallait s'y attendre, l'éducation scolaire des parents a pour effet d'augmenter la demande d'enseignement primaire aussi bien public que privé, par rapport à la non-inscription. Pour les parents des deux tendances et pour les deux alternatives de scolarisation, parvenir à l'école secondaire (ce qui est rare en zone rurale) a des effets plus forts que de parvenir à l'école primaire.

Le revenu du ménage est représenté, dans le modèle, par les dépenses du ménage par tête. toutefois, parce que le modèle comprend également les dummies de dépenses du quartile en interaction avec les coûts de scolarisation, les effets du revenu ne peuvent pas être évalués à partir des coefficients sur les variables de dépenses du ménage. Ces effets sont mieux évalués grâce aux calculs des probabilités d'inscription pour différents quartiles. De tels calculs indiquent que le niveau de dépenses du ménage a de grands impacts, d'une manière générale, sur les probabilités d'inscription du primaire : en maîtrisant les autres facteurs, la probabilité d'inscription double presque lorsqu'on va des dépenses moyennes du quartile de la

---

<sup>36</sup> Les premières spécifications incluaient également le ratio du nombre total d'élèves/nombre d'enseignants, qui n'avait pas d'effet sur l'école publique mais donnait, pour l'école publique, le "mauvais" signe - c'est-à-dire positif. Ce dernier résultat (également trouvé par Alderman *et al.* dans leur étude du Pakistan) peut simplement être le reflet du fait que la demande locale élevée en écoles résulte en des tailles de classe plus grandes. Il s'ensuit que l'indicateur de la "qualité" est particulièrement susceptible aux problèmes de simultanéité. Pour cette raison, et parce que les données relatives à un certain nombre de cas ne sont pas fiables (par ex. zéro élèves ou enseignants déclarés pour l'école), nous avons abandonné cette variable lors de la spécification finale.

base, aux dépenses moyennes du quartile du haut.<sup>37</sup> Ces calculs montrent, de plus, que là où l'option pour l'école privée est disponible, les augmentations dans les inscriptions font suite majoritairement aux changements qui interviennent plutôt dans l'enseignement privé que dans celui public.<sup>38</sup> Ceci montre qu'il existe un effet fort du revenu sur la scolarisation privée, qui est indépendant de l'association entre revenu et disponibilité en école privée.

Comme nous l'avons mentionné au début, les baisses qui ont marqué les inscriptions de l'enseignement primaire à Madagascar au cours des deux dernières années ont souvent été attribuées aux réductions subies par les revenus des ménages et à la baisse de la qualité des établissements scolaires publics. Les deux facteurs émergent en effet comme des explications plausibles, à la lumière des calculs économétriques.

Parmi les variables de composition du ménage, les augmentations du nombre d'enfants du ménage s'accompagnent d'une réduction de la demande d'enseignement privé, non d'enseignement public. Le constat d'un effet négatif du nombre d'enfants résulte des découvertes communes des travaux empiriques portant sur la scolarisation dans les pays en voie de développement, et cet effet est d'habitude attribué au fait que, toutes choses étant égales, il y a moins de ressources disponibles par enfant dans les familles nombreuses.<sup>39</sup> La localisation importe tout aussi bien. Par rapport à Antananarivo, le fait de résider dans la province (Faritany) de Toamasina augmente la demande pour l'un des deux types d'enseignement primaire, tandis que le fait de résider à Toamasina et à Toliary réduit cette tendance. Ces dummies de Faritany peuvent évaluer les différences de revenu ou de richesse (même quand les dépenses du ménage sont entrées directement dans le modèle) : en particulier, Toliary est la province la plus pauvre de Madagascar. Par ailleurs, ces dummies de Faritany peuvent refléter les différences régionales, non mesurées, touchant à la qualité des écoles.

Enfin, la valeur de **(formule ...)** se trouve entre 0 et 1, indiquant que la structure du modèle logit emboîté groupant les choix pour l'enseignement public et l'enseignement privé est appropriée (voir Annexe A).

---

<sup>37</sup> Par exemple, en prenant l'échantillon qui présente une seule école publique disponible et en gardant toutes les autres variables aux moyennes de cet échantillon, le taux prévisible des inscriptions du primaire augmente de 0,31 à 0,57, soit une hausse proportionnelle de 84%. Les dépenses moyennes du ménage par tête pour le quartile supérieur sont environ 3,4 fois supérieures à celles du quartile le plus bas, ce qui implique une élasticité du revenu (égale au changement de pourcentage dans le probabilité en sus du changement du pourcentage de revenu) d'environ 0,24. Remarquons que c'est là une approximation grossière de l'élasticité-revenu, compte tenu de ce que le changement dans le revenu ainsi considéré est loin d'être un changement marginal.

<sup>38</sup> Pour l'échantillon où il y a disponibilité d'écoles aussi bien publiques que privées, 80% de la hausse prévisible dans les inscriptions du primaire en général viennent des augmentations des inscriptions du privé.

<sup>39</sup> Toutefois, plutôt qu'un lien de causalité entre taille de la famille et scolarisation, ceci peut refléter une hétérogénéité parmi les ménages : les parents qui préfèrent des enfants plus nombreux (parce qu'ils sont, par exemple, plus traditionnels) peuvent aussi avoir des préférences relativement moins prononcées pour la scolarisation.

## b. Les élasticités-prix

Parce que le modèle logit emboîté est non-linéaire dans les données et les, il n'est pas possible de jauger la grandeur des effets des prix directement à partir des calculs de paramètres eux-mêmes. Au lieu de cela, ces effets doivent être calculés à partir des calculs et des données. Ceci fait l'objet du Tableau 13, dans lequel nous calculons les élasticités des prix pour la scolarisation dans le public et le privé, par quartile de dépenses. Le tableau montre les moyennes du quartile pour ses élasticités-prix croisées propres (directes) pour chaque alternative de scolarisation.<sup>40</sup>

Les colonnes 1 et 2 montrent les élasticités - prix pour l'école publique, calculées pour le sous-échantillon qui fait valoir une option pour l'école publique (presque 2% de l'échantillon). Dans l'ensemble, la demande d'école publique est relativement inélastique pour le prix. L'élasticité moyenne est de 0,27, ce qui signifie qu'un doublement de coût conduirait à un déclin proportionnel de 27% dans la probabilité d'inscription (c'est-à-dire dans le taux prévisible d'inscription).<sup>41</sup> Toutefois, il y a de très grandes différences dans les moyennes par quartile, qui reflètent le modèle de calculs des paramètres. L'élasticité accuse un déclin de -0,51 pour le quartile le plus pauvre à essentiellement zéro pour le quartile le plus riche. Ainsi, les pauvres sont moins sensibles que les riches aux changements que subit le coût des écoles primaires publiques, un modèle qui comporte des implications (mises en évidence dans les simulations qui suivent) pour les effets, sur la répartition, d'une hausse des frais de scolarité dans les écoles publiques. Les effets croisés de la demande sur les inscriptions dans l'enseignement privé, présentés dans la deuxième colonne, paraissent très petits, mais ceci reflète le fait que pour la plupart de cet échantillon il n'existe pas d'école privée à disposition.

Les colonnes 3 et 4 montrent les mêmes élasticités pour l'échantillon le plus petit, pour lequel les deux options de scolarisation existent. Ici, les effets prix croisés sont plus grands, ce qui indique que les ménages se tourneront volontiers vers les écoles privées - dans la mesure où il en existe - en réponse aux augmentations que subissent les coûts des écoles publiques. Pour cet échantillon, les élasticités des prix du privé sont aussi calculées (les deux dernières colonnes). Elles sont plus grandes que la moyenne des élasticités constatées pour l'école publique, mais comme pour l'école publique, elles accusent une chute en valeur absolue avec le quartile de dépenses. L'élasticité positive calculée pour le quartile supérieur reflète le coefficient-prix positif, mais insignifiant, du modèle logit emboîté.

---

<sup>40</sup> L'élasticité-prix propre pour une alternative de scolarisation mesure le changement dans le pourcentage de la demande pour l'alternative (la probabilité d'inscription) à partir d'un changement de 1% de son prix. L'élasticité croisée d'une alternative j par rapport à une alternative k mesure le changement de pourcentage de demande pour j à partir d'un changement de pourcentage dans le prix de k.

<sup>41</sup> Ceci reflète en partie l'utilisation des coûts directs plutôt que des coûts scolaires totaux (directs et indirects) dans les calculs de l'élasticité. L'élasticité est le dérivatif de la probabilité

## **E. Simulations de politiques**

Comme il a été observé de bonne heure, il a été proposé des frais de scolarité plus élevés pour l'enseignement public (ou l'institution de frais de scolarité pour des établissements scolaires actuellement d'accès gratuit), pour traiter de l'étroitesse des budgets d'éducation et pour financer les améliorations qualitatives tant nécessaires. Les simulations qui suivent traiteront de la possibilité de réaliser un recouvrement des coûts d'amélioration de la qualité; pour le moment, nous nous attacherons à regarder les effets des augmentations de prix sur les seules inscriptions.

L'élasticité moyenne des prix relativement faible de la demande d'école publique suggère la possibilité que soient imposées des hausses modérées des frais de scolarité sans qu'il en résulte des conséquences graves pour les niveaux moyens d'inscription. D'un autre côté, la plus grande sensibilité estimée des pauvres aux coûts de scolarisation engendre des préoccupations en ce qui concerne les fruits potentiels d'une telle politique au plan de la répartition. Afin d'examiner cet aspect plus profondément, les Tableaux 14 et 15 rapportent les résultats de simulations d'augmentations des frais dans les écoles publiques de différents montants. Le premier tableau montre les dépenses générales annuelles du ménage par enfant, pour l'école publique, qui se montent à un peu plus de 6 000 Fmg. Toutefois, ce montant inclut aussi bien les frais de scolarité que les autres dépenses du ménage pour l'éducation. Les frais moyens réclamés dans les écoles publiques sont de seulement 591 Fmg (761 fmg si nous comptons seulement les 75 % de l'échantillon pour qui la taxation médiane de frais en école publique primaire est positive). Il s'ensuit qu'une hausse de 1 000 Fmg reviendrait en moyenne à presque doubler les frais actuels.

Le tableau montre pour l'enseignement public, l'enseignement privé, et l'enseignement primaire en général, les probabilités d'inscription initiales moyennes du quintile (c'est-à-dire les probabilités prévisibles aux coûts de scolarité actuels), les changements du point de pourcentage dans la probabilité ? (auxquels nous nous référons également comme étant le changement absolu dans la probabilité).<sup>42</sup> La rangée du bas de la seconde colonne indique que le taux d'inscription dans l'école publique chutent selon une moyenne de 1,5 points de pourcentage suite à une hausse de 1 000 Fmg des coûts. La baisse moyenne proportionnelle est d'environ 3%.<sup>43</sup> Les différences par quartile de dépenses sont significatifs. Le taux d'inscription subit une chute plus grande pour le premier quartile (2,7 points de pourcentage), tandis que le quartile le plus riche ne connaît aucune réduction. En termes de proportionalité, les baisses sont aussi beaucoup plus importants pour les quartiles les plus bas.

---

<sup>42</sup> Les changements simulés dans les inscriptions, dans ce tableau et les tableaux suivants, se basent sur les probabilités calculées en utilisant les paramètres estimatifs du modèle logit emboîté et des données. Les probabilités sont calculées pour chaque individu d'un quintile et les moyennes sont prises pour obtenir les taux moyens d'inscription et les changements qu'ils subissent.

<sup>43</sup> Ce déclin proportionnel de juste 3% pourrait sembler petit en regard de la grandeur de l'élasticité des prix rapporté plus haut (- 0,27), ce qui implique que doubler les coûts équivaldrait à réduire la probabilité d'inscription de plus d'un quart. Toutefois, l'essai considère une multiplication par deux (à peu près) des *frais de scolarité*, non pas des coûts totaux (toutes les dépenses scolaires). Les frais de scolarité constituent juste une faible partie des coûts totaux que le ménage supporte à l'occasion de la mise d'un enfant à l'école, donc l'augmentation réelle du pourcentage de coûts est faible.

Ce dernier modèle dérive en fait directement des élasticités-prix plus grandes chez les pauvres, dès lors qu'une élasticité plus grande implique un changement proportionnel plus important de la demande à partir d'une augmentation donnée du pourcentage dans les prix. Il existe une implication supplémentaire : mathématiquement, une baisse proportionnelle des inscriptions plus grande chez les pauvres que chez les non-pauvres implique que la part des pauvres dans les inscriptions totales dans l'enseignement public chute. En d'autres termes, l'incidence de l'enseignement primaire public devient moins progressif suite à une hausse des prix.<sup>44</sup> Remarquons qu'en émettant cette conclusion, nous présumons que les avantages de la scolarisation peuvent être mesurés en termes de 0,1 indicateurs d'inscription.

Sont d'un intérêt égal - ou même supérieur - aux impacts sur les inscriptions dans les écoles publiques, les impacts d'une hausse des frais de scolarité dans ces écoles sur le niveau de répartition de l'ensemble des inscriptions de l'enseignement primaire (public et privé). Celles-ci dépendront du niveau de variation, à travers les quartiles, des élasticités croisées de la demande (l'effet sur les inscriptions dans le privé, d'un changement des prix dans l'enseignement public) ainsi que de la variation, à travers les quartiles, de l'offre d'alternatives privées. Les augmentations du point de pourcentage sont, de fait, plus grandes pour le quartile inférieur (colonne 5). Ceci se constate en dépit de la plus grande disponibilité en écoles privées, pour les quantiles plus riches, et reflète la grande élasticité-prix croisée de la demande chez les ménages plus pauvres. Néanmoins, comme le montrent les deux dernières colonnes, les réductions absolues et proportionnelles de l'ensemble des taux d'inscription du primaire, résultant d'une hausse des frais de scolarité dans l'enseignement public, comme les taux d'inscription pour la seule école publique, sont plus importants pour les deux quartiles de dépenses inférieures.

Ces changements dans les inscriptions, et leur répartition, sont faibles à partir du niveau d'augmentation des frais de scolarité considérée dans la simulation. Parce que la demande d'enseignement public primaire est relativement inélastique en regard des prix, des hausses modérées des frais de scolarité sont possibles sans qu'il s'ensuive des conséquences graves pour les niveaux moyens d'inscription, bien que comme nous venons de le voir, elles produiront des effets indésirables sur la répartition. Toutefois, on devrait faire remarquer qu'une hausse de 1 000 Fmg n'irait pas dans le sens d'un recouvrement effectif des coûts, car elle représente un très petit pourcentage des 50 000 Fmg, selon les calculs, dépensés par le gouvernement par élève du primaire au cours de l'année de l'enquête (Banque Mondiale, 1996). Quel serait alors l'effet de hausses plus substantielles des frais sur les inscriptions ?

Le Tableau 15 montre l'effet qu'aurait l'institution généralisée de frais de scolarité d'un montant de 5 000 Fmg par an, ce qui représenterait environ 10% des dépenses du gouvernement par élève. Ceci est encore au-dessous des frais de scolarité moyens réclamés par les écoles privées (qui sont d'environ 6 150 Fmg),

---

<sup>44</sup> Nous devrions souligner que ce qui est dit ici se réfère aux changements touchant l'incidence, mesurés en parts du quantile dans les inscriptions totales. Ceci ne signifie pas nécessairement "qu'une augmentation des frais de scolarité soit régressive" dans le sens où ce terme est utilisé (dans la littérature des finances publiques) pour indiquer que la perte de bien-être résultant d'une augmentation de prix serait plus importante pour les ménages pauvres; ceci ne découle pas logiquement des élasticités plus grandes pour les pauvres. Sur ce point, voir Dow (1995).

mais est du même ordre de grandeur. Ici, nous assistons à des baisses plus significatives de la demande. Les inscriptions dans l'enseignement public tombe de 6,4 points de pourcentage, soit une baisse proportionnelle de 15%. La hausse des inscriptions du privé ne compense pas la baisse de la scolarisation dans le public; il s'ensuit que le taux d'ensemble des inscriptions du primaire chute de 51% à 45%. Ainsi, une hausse de prix de cet ordre de grandeur aurait, du moins en l'absence de mesures d'accompagnement apportant des améliorations dans les écoles, a des impacts non-insignifiants sur les inscriptions du primaire dans les écoles publiques et dans l'ensemble. Le tableau indique également que, comme auparavant, les baisses des inscriptions seraient plus considérables chez les enfants du niveau le plus inférieur de la répartition des dépenses.

Avant de passer aux autres simulations, deux remarques doivent être faites. Tout d'abord, les conclusions précédentes (ainsi que celles qui vont suivre) concernant les changements dans le niveau et la répartition des inscriptions scolaires s'appliquent uniquement à la population rurale; l'attention sur les zones rurales est dictée par le champ d'investigation même de l'enquête de communautés qui, à quelques exceptions près, s'est limitée aux communautés rurales. Toutefois, compte tenu du fait que les réponses comportementales sont similaires en zone rurale comme en zone urbaine, nous devrions nous attendre à ce que les conclusions se généralisent dans un sens qualitatif à l'ensemble de la population.<sup>45</sup>

En second lieu, il faudrait garder présent à l'esprit le fait que les tableaux font état de changements dans les taux d'inscription prévisibles par quantile - le nombre d'inscrits par nombre d'enfants d'âge scolaire du primaire - et non pas le nombre d'inscrits par tête. Retenir le critère "par enfant" est une manière logique de considérer la scolarisation, comme il a été discuté précédemment. Comme nous l'avons aussi soulevé, cependant, cette approche contraste avec l'approche de l'analyse standard de l'incidence des avantages, qui procéderait normalement au calcul des avantages sur une base per capita. Les conclusions relatives à la répartition des inscriptions scolaires - et les changements qu'elles subissent -, ne sont pas nécessairement immuables selon qu'on choisit la perspective per capita ou celle par enfant; cela tient au fait que les ménages à faible revenu ont tendance à avoir plus d'enfants. Par exemple, une faible augmentation du point de pourcentage dans le taux d'inscription chez les pauvres, en comparaison avec les non-pauvres, coïncide avec un plus grand nombre absolu, ou nombre per capita, de pauvres devenus inscrits.<sup>46</sup> Pour ce qui est du cas, que l'on vient de soulever, de l'hausse des frais de scolarité dans les écoles publiques, le ratio de baisse du point de pourcentage des taux d'inscription (par enfant) des quartiles de la base et du sommet présentés aux

---

<sup>45</sup> Un autre aspect de la focalisation sur le monde rural est que les termes de "pauvres" et "non-pauvres" tels qu'utilisés ici doivent être pris dans un sens relatif. 70% des Malgaches sont définis comme pauvres au sens absolu (Banque Mondiale 1996) et cette définition s'appliquerait à presque 80% de la population rurale. Pour les besoins de la discussion, "pauvres" et "non-pauvres" peuvent être considérés en référence aux moitiés inférieure et supérieure, respectivement, de la répartition rurale des dépenses.

<sup>46</sup> En contraste, les conclusions sur la direction des changements d'incidence (c'est-à-dire les changements dans les parts de chaque quartile), qui, comme il été observé, se basent sur les comparaisons des changements proportionnels survenant dans les probabilités d'inscription de chaque quartile, ne sont *pas* dépendantes du choix pour une optique per capita ou une optique par enfant.

tableaux est plus petit que le ratio des nombres d'inscription prévisibles perdus du quartile de base ou quartile du sommet.

## **2. Améliorations de la qualité**

Dans la mesure où les caractéristiques des écoles publiques établies par les données sont de bons indicateurs de la qualité des écoles, les résultats montrent les effets qu'aurait sur les probabilités d'inscription dans les écoles publiques et dans l'ensemble de l'enseignement primaire, l'élimination de la pratique consistant à partager les salles de classe dans les écoles publiques, là où elle existe.<sup>47</sup> Les probabilités d'inscription dans les écoles publiques connaissent une augmentation d'une moyenne de 8 points de pourcentage, en passant de 0,44 à 0,52, ce qui équivaut à une augmentation proportionnelle de 18%. Il s'agit là d'un gain substantiel, tout particulièrement si l'on considère que le tableau montre les moyennes pour toutes les observations, y compris pour les communautés qui ne font pas d'expérience d'amélioration tout simplement parce que le problème du partage des classes ne se pose pas dans les écoles publiques de ces communautés. Pour l'échantillon qui ne présente pas de tels cas, le changement dans les inscriptions de l'enseignement public est de 12%, soit une augmentation proportionnelle de 30%.

La deuxième colonne indique que les taux d'inscription chez les enfants appartenant à la moitié du bas de la répartition rurale des dépenses, augmentent légèrement plus par rapport aux taux d'inscription chez les enfants appartenant à la moitié au sommet; en d'autres termes, la répartition des accroissements des inscriptions dans les écoles publiques, mesurés sur une base "par enfant", favorise légèrement les quartiles inférieurs.<sup>48</sup> Un facteur contribuant à ce résultat est que les ménages pauvres souffrent en fait de la qualité quelque peu plus basse des écoles publiques locales, **proxied** ici par le dummy de partage de salles, ainsi, à tout prendre, ils bénéficient le plus des améliorations. En termes proportionnels, les différences entre les quartiles sont plus grandes, et reflètent les faibles niveaux d'inscription [**"initial" applies to ?...**] chez les pauvres. Les inscriptions dans les écoles publiques, pour le quartile le plus pauvre, monte de 21% comparés à 12% pour le quartile le plus riche (colonne 3). Ainsi, la part des inscriptions totales dans les écoles primaires publiques détenue par les pauvres connaît une hausse suite aux améliorations apportées.

Comme certains ménages sont amenés à passer des écoles privées aux écoles publiques en conséquence de ces améliorations, les gains dans l'ensemble des inscriptions du primaire (tels que le montre l'avant-dernière colonne), sont légèrement plus petits que pour les seules écoles publiques. Remarquons, toutefois, que les gains dans l'ensemble des probabilités d'inscription, aussi bien en termes absolus que relatifs, favorisent plus les pauvres [**que les mesures équivalentes pour les inscriptions dans les écoles publiques ?**]. Ceci parce que les transitions prévisibles d'un type d'école à l'autre, par les enfants pauvres, consistent en grande

---

<sup>47</sup> Autrement dit, la variable du partage des salles de classe est rendue à zéro pour ces observations, et les probabilités d'inscription pour chaque type d'école fait l'objet d'un nouveau calcul.

<sup>48</sup> Si on la mesure à partir d'une base per capita plutôt que par enfant, la répartition des changements dans les inscriptions paraîtrait plus favorable aux pauvres parce qu'on dénombre plus d'enfants dans les quartiles de dépenses inférieurs.



partie en changements de non-inscription vers inscription en école publique, tandis que les plus aisés (relativement aux “pauvres”) ont plus tendance simplement à passer des écoles privées aux écoles publics en réponse à l’amélioration de la qualité.<sup>49</sup>

Le Tableau 17 simule une amélioration de l’état des lieux, représentée par l’état des fenêtres. Pour cette simulation, nous recalculons les probabilités de choix après avoir défini la variable d’indicateur pour le bon état des fenêtres à 1 partout où elle est en fait égale à zéro. Dans ce scénario également, on observe d’importantes augmentations dans les inscriptions à l’école publique et dans l’ensemble des inscriptions - plus importantes, en fait, que dans la simulation de partage de salle. Les augmentations des taux d’inscription à l’école publique à peu près réparties de manière égale à travers les groupes de dépenses, quoique elles soient sensiblement plus petites pour le quartile le plus riche. Les gains proportionnels dans les inscriptions à l’école publique et les inscriptions en général, sont des gains particulièrement importants pour les quartiles les plus bas. Toutefois, un mot de réserve doit accompagner l’interprétation de ces résultats. Pour seulement 6% des écoles publiques, la variable dummy de l’état des fenêtres est zéro (bien que comme dans le cas de non-partage de salles de classe, il y ait une corrélation positive avec les dépenses per capita). Ceci peut faire que les résultats soient quelque peu moins fiables que dans le cas précédent.

Toujours est-il qu’une image logique émerge de ces simulations d’améliorations de la qualité. Les politiques tendant à augmenter la qualité dans les écoles publiques conduiront à des gains importants dans les inscriptions à l’école primaire publique, ainsi que dans l’ensemble des inscriptions du primaire. Les taux d’inscription chez les enfants appartenant au niveau inférieur de la répartition des dépenses augmenteront au moins d’autant, en général plus, que les taux au sommet. En termes proportionnels, les gains sont beaucoup plus importants chez les pauvres, pour qui la part dans les inscriptions totales augmentent en conséquence. Tel est le cas pour les inscriptions à l’école publique tout particulièrement, et pour l’ensemble des inscriptions du primaire.

Bien entendu, qu’une politique rende l’incidence de la scolarisation à l’école primaire publique plus progressive, est une chose, mais éliminer de fait ou réduire de manière significative les écarts considérables dans les taux d’inscription, entre pauvres et riches, en est une autre. Dans la simulation ci-dessus, l’élimination du partage des salles de classe a eu pour résultat d’augmenter le taux prévisible des inscriptions du primaire de 41 à 48% pour le quartile rural le plus pauvre, et de 69 à 74% pour le quartile le plus riche. Par conséquent, le taux d’inscription pour le quartile le plus pauvre, en tant que fraction du taux pour le quartile le plus riche, augmente seulement sensiblement, de 60 à 65%. Il apparaîtrait qu’une amélioration de la qualité des écoles publiques, en dépit des avantages démontrés plus haut, ne contribueraient pas énormément à l’élimination des grandes disparités dans la scolarisation entre les enfants issus de ménages à faibles revenus et ceux issus de ménages à revenus élevés.

---

<sup>49</sup> Réciproquement, une dégradation de la qualité dans les écoles publiques implique que les pauvres auront tendance à retirer carrément leurs enfants de l’école, tandis que les ménages plus aisés sont plus susceptibles de s’opter pour des alternatives plus chères dans l’enseignement privé. Ceci semble être précisément le scénario joué à Madagascar à partir des années 1980.

Toutefois, cette conclusion peut paraître trop pessimiste. Comme nous l'avons souligné, ces simulations considèrent les zones rurales uniquement. Comparés aux ménages ruraux, les ménages urbains sont à la fois plus aisés et plus susceptibles d'inscrire leurs enfants dans les écoles privées. Il est très probable qu'ils profitent de l'existence d'écoles publiques de meilleure qualité, mesurée non pas juste selon des indicateurs relatifs aux bâtiments ou à la fréquentation, mais aussi à la qualité du corps enseignant (voir Banque Mondiale, 1995). Sur la base de la sensibilité des parents à la qualité, montrée par les calculs du modèle ci-dessus, une déduction raisonnable est que les améliorations dans le qualité des écoles, ciblant les zones rurales, ou plus généralement les zones où les écoles sont de basse qualité, conduira, à l'échelle nationale, à une réduction de l'inégalité d'ensemble qui frappe la scolarisation, plus importante que celle observée dans les simulations portant sur les seuls ménages ruraux.<sup>50</sup>

### **3. Des hausses des frais de scolarité pour financer les mesures d'amélioration de la qualité**

Dans cette section, nous traitons de la faisabilité du financement des mesure d'amélioration de la qualité dans les écoles publiques, par le biais de la hausse des frais de scolarité. Nous avons, pour cela, recours à l'étude des effets, sur les inscriptions, de l'institution de mesures d'amélioration de la qualité tout en augmentant les frais de scolarité en appliquant divers montants. Ces simulations montrent la gamme de combinaisons faisables de recouvrement des coûts, et les hausses d'inscriptions pour une mesure particulière d'amélioration de la qualité.<sup>51</sup>

Nous considérons tout d'abord l'élimination du partage des salles de classe dans les écoles publiques. Le Tableau 8 montre, pour l'enseignement primaire public et l'enseignement primaire en général, les probabilités initiales moyennes d'inscription du quartile, les probabilités après les améliorations, et les probabilités lorsque l'amélioration est combinée avec de hausses de 5 000 Fmg, 10 000 Fmg et 20 000 Fmg des frais de scolarité dans les écoles publiques. Remarquons que l'échantillon pour cette simulation est composé d'enfants des communautés pour lesquelles l'indicateur de partage de salles de classe est initialement égal à 1.

En regardant d'abord aux inscriptions dans l'enseignement primaire public, la comparaison des première et deuxième rangées indique les gains importants dans les inscriptions, qui résulteraient de l'amélioration en l'absence de changements dans les frais de scolarité. Comme il faut s'y attendre, augmenter les frais de scolarité dans les écoles publiques faire réduire le nombre des inscriptions, compensant

---

<sup>50</sup> Les politiques de construction d'école dans les zones rurales qui ont résulté en une réduction de la distance jusqu'aux écoles seront aussi progressives à l'échelle nationale, car la distance représente beaucoup une contrainte dans les zones rurales, qui sont plus pauvres.

<sup>51</sup> Cet exercice peut être comparé à l'analyse de la volonté de payer, qui a souvent servi pour traiter de la faisabilité d'une hausse des frais de scolarité pour financer des mesures d'amélioration de la qualité. La volonté de payer montre la portion maximum de revenu à laquelle les ménages renonceraient volontiers pour voir appliquer une mesure d'amélioration de la qualité; il s'agit pour ainsi dire d'une hausse des frais de scolarité qui permettrait au niveau d'utilité des ménages de rester celui qu'il était avant le changement de qualité. Notre approche est focalisée sur les niveaux des inscriptions scolaires, non pas sur l'utilité du bien-être ménager.

certains des gains occasionnés par l'amélioration. Toutefois, même les hausses substantielles dans les niveaux des frais de scolarité ne compenseront pas totalement les gains moyens pour l'échantillon (dernière colonne). Même si les frais de scolarité augmentent à 5 000 Fmg, le taux moyen d'inscription dans l'enseignement public reste bien au-dessus de son niveau initial d'avant l'amélioration. Pour relativiser ceci, rappelons que ce montant est proche de la moyenne des coûts totaux directs (frais de scolarité et autres dépenses scolaires) que les ménages engagent pour inscrire un enfant dans une école primaire publique en zone rurale. Ce montant est aussi égal à la fraction non-insignifiante des dépenses du gouvernement par élève, en éducation primaire, de 50 000 Fmg.

Ces chiffres concernent toutefois l'échantillon dans son entier. Comme l'indique la comparaison des colonnes pour les quartiles de la base et du sommet, il y a beaucoup de variations autour de la moyenne des changements dans les inscriptions pour l'échantillon, ce qui reflète la plus grande sensibilité des ménages pauvres aux hausses des frais de scolarité. Les frais de scolarité ne pouvaient subir une augmentation presque aussi égale pour le quartile le plus pauvre que pour le quartile le plus riche sans réduire le niveau des inscriptions du premier à bien en-dessous des niveaux initiaux. Par conséquent, la politique idéale de recouvrement des coûts pour les améliorations dans les écoles publiques serait celle qui applique des hausses différentielles des frais de scolarité - autrement dit, une discrimination des prix - et dans laquelle les frais de scolarité subissent une hausse plus grande pour les non-pauvres (qu'il s'agisse des individus ou des communautés) que pour les pauvres.

L'ensemble des inscriptions dans l'enseignement primaire (public et privé) est présenté dans la moitié inférieure du tableau. La hausse des frais de scolarité de l'enseignement public qui maintient les inscriptions (globalement) aux niveaux initiaux d'avant les améliorations, est plus grande que celle qui maintient les inscriptions dans l'enseignement public aux niveaux initiaux puisque certains ménages qui sont amenés à quitter le système public choisiront les écoles privées. Quant aux recettes totales perçues par le gouvernement, cependant, les frais de scolarité plus élevés seront compensés par la perte de certains élèves payants de l'enseignement [ublic.

Les résultats pour les améliorations apportées à l'état des fenêtres sont présentés au Tableau 19. Les hausses des frais de scolarité qui accompagnent ces améliorations sont même plus importantes que dans le cas précédent; la réserve observée plus haut concernant l'évaluation de l'état de fenêtres s'applique aussi ici.

Ces simulations suggèrent qu'il y existe une certaine perspective pour un recouvrement des coûts pour financer les améliorations pour la qualité dans les écoles primaires publiques. Les frais de scolarité pourraient subir une hausse significative pour financer les améliorations tout en maintenant la moyenne des inscriptions au moins aux niveaux antérieurs à l'amélioration. Bien entendu, il est à présumer que les politiciens veuillent aussi bien relever aussi bien la qualité dans les écoles que voir les inscriptions augmenter.<sup>52</sup> En déterminant le niveau approprié de

---

<sup>52</sup> Il est concevable que dans certains contextes les concepteurs de politiques acceptent réellement une issue impliquant des inscriptions constantes, ou même réduites, si ceux qui sont inscrits - ceux qui ont la volonté de payer des coûts plus élevés - reçoivent une éducation de meilleure qualité. Ceci peut être

recouvrement des coûts (quel frais imposer, s'il en est), les concepteurs de politiques auraient à peser les avantages de la recrudescence des inscriptions que peuvent générer les améliorations de la qualité, par rapport à la nécessité d'amener les ménages à contribuer au financement des améliorations, ce qui réduit les gains en matière d'inscriptions. De plus, comme il a été montré, le fait pour les pauvres de répondre plus fortement aux changements que subissent les coûts de scolarisation soulève un problème à part entière. Afin d'éviter aux mesures politiques d'avoir conséquences indésirables au plan de la répartition, il faudrait que les frais supplémentaires de scolarité soient plus faibles pour les ménages (ou les communautés) pauvres.

Il faut mettre la lumière sur les limites de ces exercices de simulation. Nous ne possédons pas de données sur les coûts de conception des améliorations indiquées, et ils seront certainement importants. Par exemple, une réduction de la nécessité qu'ont les classes de partager les mêmes salles implique l'extension des infrastructures existantes, à moins qu'il ne soit besoin de construire de nouvelles salles. En outre, les impacts estimatifs des changements dans les caractéristiques mesurées des écoles peuvent capter une série de facteurs de qualité en situation de corrélation. Ceci peut expliquer en partie les effets estimatifs très larges sur la demande, particulièrement en ce qui concerne l'indicateur d'état des fenêtres. Les dépenses d'amélioration nécessaires pour obtenir les hausses estimatives d'inscription peuvent par conséquent être plus importantes que le coût qu'impliqueraient le fait de remédier juste aux déficiences observées.

#### **4. L'expansion des écoles privées**

Nous traitons ensuite d'une "politique" tout à fait différente : l'expansion des écoles privées dans les communautés actuellement desservies par les seules écoles publiques. Il est parfois suggéré que le secteur privé de l'éducation dans les pays en voie de développement soient encouragé dans le sens à combler les carences de la couverture ou de la qualité des établissements scolaires publics (voir par exemple Alderman *et al.*). En effet, à Madagascar, l'éducation primaire privée a connu une expansion au cours des dernières années, reflétant apparemment l'insatisfaction ressentie en raison de la baisse de la qualité de l'enseignement public (Banque Mondiale 1996). Bien que l'enseignement privé se rapproche, par définition, d'un phénomène de marché plutôt que d'un outil de politique publique, les gouvernements peuvent avoir un impact majeur sur la croissance du secteur privé de l'éducation. A l'extrême, un gouvernement peut proscrire tout simplement l'éducation privée, ou adopter une manière moins drastique et la restreindre, par la réglementation, à divers degrés variables. Sous une autre alternative, les gouvernements peuvent (et le font habituellement) subventionner le secteur privé de façon directe ou indirecte, par le biais, par exemple, d'une formation d'enseignants ou d'un programme de développement d'infrastructure financés par des fonds publics. Il s'ensuit que notre simulation de l'expansion des écoles privées peut être considérée comme résultant d'un effort du gouvernement à élargir l'accès à l'éducation en subventionnant le développement de nouveaux prestataires privés.

---

plausible pour l'enseignement secondaire et l'enseignement universitaire, mais pour l'enseignement primaire à Madagascar il est clair qu'une hausse des inscriptions - ne serait-ce que pour restaurer leurs niveaux antérieurs - constitue un objectif important de politique.

Dans cette simulation, nous présumons que les nouvelles écoles privées ont des caractéristiques, comprenant les frais de scolarité et les autres coûts directs, égales aux moyennes de ces variables pour les écoles privées existantes. Nous nous servons de ces “données” et de paramètres du modèle pour calculer les probabilités de nouvelles inscriptions pour chaque type d’école.<sup>53</sup>

Comme le montre l’avant-dernière colonne du Tableau 20, l’ensemble des inscriptions du primaire augmenteraient à une moyenne de 5 points de pourcentage (soit 10% de hausse proportionnelle) si des écoles privées venaient à être disponibles dans toutes les communautés. Il s’agit là d’un changement assez minime compte tenu du fait que pour environ trois-quart de l’échantillon, la simulation élargit l’éventail du choix pour inclure l’alternative pour le privé. Il y a toutefois une redistribution significative dans le sens enseignement public vers enseignement privé. Les inscriptions du privé en tant que part des inscriptions totales du primaire connaîtraient une hausse d’environ 14% à 39%. Si la qualité est supérieure dans les écoles privées, la réorientation vers le système privé signifierait une amélioration des résultats de l’éducation plus grande que celle suggérée tout juste par la légère hausse de l’ensemble des inscriptions.

Une expansion de l’enseignement privé ne semblerait pas être un moyen de relèvement de l’équité d’ensemble de l’éducation. Comme le montre l’avant-dernière colonne, le taux d’inscription du primaire augmente à 7% pour les enfants du quartile rural le plus riche, et seulement 2,8% pour les enfants du quartile le plus pauvre. Ceci arrive en dépit du fait que l’expansion du privé améliore de façon disproportionnée les options de scolarisation des ménages plus pauvres, qui avaient initialement le moins de chances d’avoir accès à l’enseignement privé. D’après la dernière colonne, qui montre que les hausses proportionnelles des inscriptions sont aussi plus importantes dans les quartiles supérieurs, nous pouvons conclure aussi bien que la répartition de l’ensemble des inscriptions du primaire seront moins équitables.

D’un autre côté, la plus grande réduction des inscriptions dans l’enseignement public pour les ménages à revenus plus élevés (colonne 3), qui sont plus aptes à quitter l’école publique quand des écoles privées sont disponibles, signifie que la part des pauvres dans les inscriptions dans l’enseignement *public* augmente. Autrement dit, l’incidence de l’enseignement primaire public demeure plus progressif. Il s’ensuit qu’à ces résultats peut être appliquée la notion selon laquelle la croissance du secteur privé de l’éducation rendra les dépenses de l’éducation publique, sinon de l’ensemble des inscriptions du primaire, mieux ciblées vers les pauvres. Bien entendu, ceci ne pourrait être assuré si l’expansion même de l’enseignement privé n’était pas purement à caractère commercial mais, au lieu de cela, dépendante de subventions gouvernementales.<sup>54</sup>

---

<sup>53</sup> Ceci se fait en ajustant les formules de probabilité présentées à l’Annexe A pour les observations ne mentionnant pas l’existence d’école privée. Tout particulièrement, la quantité  $\exp(\dots)$  est remplacée par  $\exp(\dots) + \exp(\dots)$ . Les caractéristiques des écoles privées dans  $V_2$  prennent les valeurs moyennes des écoles privées existantes.

<sup>54</sup> Même si ce n’était pas le cas, une amélioration de l’incidence de l’enseignement public dans le contexte de stagnation ou de la dégradation générale de l’équité en matière d’éducation ne serait pas considéré comme un succès politique univoque.

Bien que les inscriptions du primaire, chez les pauvres, bénéficieraient, en termes absolus, de la croissance du système de l'éducation privé, des gains absolument ou relativement plus importants pour les pauvres (et des gains absolument plus importants pour tous) ont été observés plus haut en ce qui concerne les améliorations qualitatives des écoles publiques. Evidemment, une évaluation complète de l'une ou l'autre de ces stratégies nécessiterait un apport d'informations sur les coûts relatifs des améliorations qualitatives dans les écoles publiques et du subventionnement de l'enseignement privé.<sup>55</sup>

## **F. La demande d'enseignement primaire : résumé et implications de politiques**

Le modèle logit emboîté du choix d'école primaire pour les enfants des zones rurales montre que les décisions des parents en ce qui concerne l'envoi de leurs enfants dans l'enseignement primaire sont influencées par le revenu, les prix, et la qualité des écoles. Les résultats comportent un certain nombre d'implications pour la politique, certaines d'entre elles étant mises en évidence dans les simulations.

Tout d'abord, les ménages sont modérément sensibles aux changements de coûts affectant l'enseignement public. Imposer des frais de scolarité minimales ou des hausses des frais de scolarité existants (par exemple de 1000 Fmg par an) conduiront à de très petites réductions dans la moyenne des inscriptions dans l'enseignement public et de l'enseignement primaire en général. Par conséquent, il semble qu'il y ait une perspective possible pour l'institution de frais de scolarité modérés ou de hausses de ces frais de scolarité dans les écoles primaires publiques. Toutefois, des tentatives plus ambitieuses de recouvrement de coûts - c'est-à-dire des frais qui représenteraient plus qu'une petite fraction des dépenses publiques actuelles du gouvernement par élève - auront des impacts préjudiciables sur les inscriptions, au moins en l'absence de mesures d'améliorations scolaires les accompagnant.

Par ailleurs, ce qui vient d'être dit fait référence aux seuls impacts sur la moyenne des inscriptions; il y existe également des facteurs de répartition à considérer. Les calculs et les simulations montrent que les hausses de frais de scolarité dans les écoles primaires résulteront en un plus grand point de pourcentage et des baisses proportionnelles des taux d'inscription chez les enfants issus de ménages à faible revenu. C'est le cas aussi bien pour les inscriptions dans les écoles publiques que pour ceux de l'enseignement primaire en général. Les réductions plus importantes de la demande chez les pauvres, une conséquence des élasticités-prix plus grandes qui les caractérise, impliquent que la répartition de l'enseignement primaire public et de l'enseignement primaire en général sera moins équitable suite à une augmentation des frais de scolarité. Les concepteurs politiques se doivent de

---

<sup>55</sup> Il ressort de simulations supplémentaires que les gains dans l'ensemble des inscriptions du primaire seraient similaires pour un investissement dans la qualité qui éliminerait le partage des salles, et une expansion de l'enseignement privé dans le cadre de laquelle les coûts annuels (frais de scolarité et autres dépenses) supportés par les ménages clients des nouvelles écoles privées, représentaient la moitié des coûts moyens actuels de l'enseignement privé. En ce qui concerne ce dernier, il serait probablement nécessaire d'octroyer une subvention gouvernementale plus importante en faveur des prestataires privés ou des ménages. De plus, les gains dans les inscriptions ne favoriseraient pas les pauvres de la même manière qu'ils le feraient dans le cadre des améliorations qualitatives.

garder à l'esprit ces conséquences au plan de la répartition, lorsqu'ils portent leur regard sur le recouvrement des coûts dans le secteur de l'éducation publique.

En second lieu, les améliorations de la qualité des écoles publiques - représentées dans notre modèle par des variables pour le partage des salles de classe et l'état des fenêtres - ont tendance à avoir des impacts bénéfiques substantiels sur les inscriptions de l'enseignement public et ceux de l'ensemble de l'enseignement primaire. Les taux d'inscription des enfants pauvres augmenteraient autant ou plus (et en termes proportionnels, substantiellement plus) que les taux chez les enfants des familles aisées, suite à ces améliorations. Il semble également qu'il y ait une perspective possible pour le financement des coûts d'amélioration par le biais de hausses des frais de scolarité.

Troisièmement, une expansion simulée du système éducatif privé aux zones rurales non desservies par des écoles privées (selon la présomption que les nouvelles écoles privées auraient les coûts moyens et autres caractéristiques des écoles privées existantes) suggère qu'une telle expansion n'aurait que des impacts modérés sur l'ensemble des inscriptions. Par ailleurs, bien que les ménages ruraux plus pauvres ont moins tendance que les ménages plus aisés à avoir des écoles privées à leur disposition dans leurs communautés ou dans le voisinage, une expansion de l'enseignement privé ne serait pas favorable aux pauvres.

Quatrièmement, au vu de l'impact négatif que la distance jusqu'aux écoles a sur les inscriptions de l'enseignement public, un programme de construction d'écoles qui cible les zones où les écoles sont réparties de façon clairsemée, résulterait en une hausse des inscriptions du primaire. En guise d'alternative, des investissements dans l'infrastructure qui réduisent le temps et les coûts de transport vers les écoles et retour peuvent avoir des effets bénéfiques similaires.

Enfin, parmi les facteurs relatifs aux ménages, le revenu du ménage et l'éducation des parents ont des impacts positifs sur la scolarisation des enfants dans l'enseignement primaire. Des politiques qui conduisent à des améliorations dans les revenus du monde rural s'accompagneront par conséquent de l'effet bénéfique supplémentaire d'une augmentation des investissements consentis par le ménage pour la scolarisation de leurs enfants.<sup>56</sup> Quant aux effets de l'éducation scolaire des parents, les politiques que conduisent à la recrudescence des inscriptions auront des effets positifs d'une génération à l'autre sur la scolarisation, en augmentant les investissements que ces enfants feront éventuellement une fois devenus des adultes, dans l'éducation de leurs propres enfants. De plus, cependant, les baisses récentes qu'ont connues les inscriptions de l'enseignement primaire (et secondaire) à Madagascar sont particulièrement inquiétantes. C'est-à-dire, autant la recrudescence des inscriptions a engendré un cycle vertueux de scolarisation encore plus importante pour les générations qui se sont succédé, autant un modèle d'inscriptions en baisse peut entraîner un cycle vicieux de davantage de baisses dans le futur. Ceci ouvre la voie à un davantage de raisonnement en vue d'efforts pour la hausse des inscriptions de l'enseignement primaire.

---

<sup>56</sup> Cette conclusion s'accompagne d'une réserve. Des telles politiques aboutiront à l'augmentation des retours du travail agricole, qui conduiraient certaines familles qui autrement auraient envoyé leurs enfants à l'école, à bien plutôt les mettre au travail.

## 4. LA DEMANDE DE SERVICES D'ÉDUCATION SECONDAIRE

### A. Introduction

L'enseignement secondaire est de loin plus prévalent que l'enseignement primaire à Madagascar, tout particulièrement en zone rurale. Comme nous l'avons vu précédemment, les taux nets d'inscriptions pour l'école secondaire sont de seulement 8% et 38% respectivement pour les zones rurale et urbaine. C'est la situation qui prévaut en dépit des retours estimatifs importants en terme de revenus, de l'éducation secondaire.<sup>57</sup> Compte tenu des avantages potentiels de l'éducation secondaire, il est important de comprendre les déterminants des inscriptions du secondaire, en particulier chez les ménages ruraux.

Pour l'analyse, nous ne disposons pas des informations complètes concernant les prestataires, dont nous disposons pour l'analyse de l'enseignement primaire. Les seules données sur les communautés disponibles en ce qui concerne les écoles secondaires se trouvent dans le questionnaire général sur l'infrastructure locale, qui fait état de la présence ou de l'absence d'écoles secondaires, du premier ou du deuxième cycle, dans les villages, et des mesures de la distance jusqu'aux écoles secondaires les plus proches s'il n'y en a pas sur place. Nous incluons ces mesures de la distance, avec les données sur les individus, les ménages, et autres données sur les communautés, dans un modèle de décisions d'inscription dans les écoles secondaires. La décision d'inscrire est évaluée en servant d'un modèle probit binaire, dans lequel la variable dépendante prend la valeur de 1 si l'enfant fréquente actuellement l'école secondaire; elle est zéro si l'enfant ne fréquente pas l'école secondaire. Le modèle probit est évalué sur l'échantillon (principalement rurale) d'enfants âgés de 12 -18 ans dans les Fokontany couverts par l'enquête des communautés. Nous excluons les enfants qui sont toujours inscrits dans les écoles primaires, aussi bien que ceux (très peu nombreux) qui ont déjà obtenu le diplôme de l'école secondaire à l'âge de 18 ans.

L'organisation de l'évaluation que l'on vient de décrire traite les enfants de la même manière, qu'ils aient achevé les études primaires, abandonné à l'école primaire, ou qu'ils n'aient même jamais été inscrits à l'école primaire. Evidemment, seuls ceux du premier groupe - ceux qui ont achevé leurs études primaires - sont enfant aptes à passer dans l'enseignement secondaire. Ainsi le modèle actuel simple des inscriptions du secondaire ne tient pas compte de la nature séquentielle des décisions pour l'éducation. Tandis, ce qui est souhaitable, que le modèle montre les effets des variables indépendantes sur les inscriptions du secondaire, certains de ces effets sont indirects, car ils opèrent, par leur impact, sur l'achèvement préalable des études primaires. Par conséquent, nous pourrions aussi vouloir nous concentrer notre attention sur le seul groupe de ceux qui ont achevé leurs études primaires et se poser

---

<sup>57</sup> Les régressions des revenus dans l'échantillon des travailleurs salariés urbains des données EPM (Glick 1999, fn. 42) indiquent qu'une année supplémentaire d'éducation secondaire augmente les revenus horaires de respectivement 11% et 13% pour les hommes et les femmes. Les effets d'une année supplémentaire dans l'enseignement primaire étaient beaucoup plus faibles : 5% et 6%.



la question suivante : quels facteurs déterminent leur éventuelle continuation dans l'enseignement secondaire ? Pour aborder cette question, nous considérons un modèle probit distinct sur l'échantillon d'enfants de 12-18 ans qui ont achevé leurs études primaires, c'est-à-dire les enfants qui ont achevé avec succès leurs études jusqu'au T5, ou plus loin.<sup>58</sup>

Un regard sur les moyennes du Tableau 21 met la lumière sur le fait que relativement peu nombreux sont les ménages de cet échantillon à dominance rurale qui jouissent de l'accès aux écoles secondaires locales. Il n'existe de premier cycle d'école secondaire de village ou de ville que dans seulement 24% des communautés enquêtées. Le chiffre pour le second cycle d'école secondaire est légèrement inférieur à 10%. Les distances moyennes jusqu'aux écoles secondaires de premier et de second cycles (qu'elles soient ou non locales) sont appréciables : 15 Kilomètres et 41 kilomètres pour chaque cycle respectivement. Nous pourrions nous attendre par conséquent, à ce que les inscriptions du secondaire chez la population rurale soient sous la contrainte des difficultés et de la question de temps impliquées par les déplacements pour se rendre à l'école et en revenir.<sup>59</sup>

Parmi les variables, l'éducation scolaire des parents a des effets positifs importants sur la scolarisation de l'enfant dans le secondaire. Comme pour la demande d'enseignement primaire, en ce qui concerne la scolarisation de la mère et du père, les coefficients sur la scolarisation dans le secondaire ou l'enseignement supérieur sont plus grands que pour l'accomplissement d'études primaires. Ainsi, tandis que l'éducation scolaire des parents est avantageuse à chaque niveau, les enfants dont les parents ont un niveau d'instruction relativement élevé sont particulièrement avantagés quand il s'agit des possibilités qui s'offrent à eux d'aller au-delà des études primaires. Toutefois, le groupe ainsi concerné est de petite dimension : seulement respectivement 5% et 8% des mères et des pères de l'échantillon ont fait des études secondaires.

---

<sup>58</sup> Environ 14% de ceux qui ont terminé leurs études primaires jusqu'à la classe finale (T5) n'ont pas obtenu le diplôme de fin d'études (CEPE). On pourrait avancer que seul le groupe possédant le CEPE peut passer dans l'école secondaire, et que seuls ils devraient être inclus dans l'évaluation relative à la continuation des études. Toutefois, la décision de passer l'examen en vue du diplôme de fin d'études primaires peut être fonction de l'intention de passer dans l'enseignement secondaire, auquel cas elle serait clairement endogène à notre variable dépendante - l'inscription dans le secondaire - du modèle probit. Si c'est le cas, alors notre modèle de décision s'inscrire un élève dans le secondaire devrait inclure tous ceux qui ont terminé leurs études primaires, qu'ils aient ou non le CEPE. [CHECK WITH E:P.....] Dans un cas comme dans l'autre, les résultats de l'évaluation pour l'échantillon faisant valoir l'obtention du CEPE, et l'échantillon plus grand comprenant tous ceux qui ont étudié jusqu'en T5 compris sont similaires.

<sup>59</sup> Il est intéressant de noter que si le modèle est évalué seulement sur des observations du secteur rural (tout juste 7% de l'ensemble de l'échantillon), l'effet des dépenses du ménage devient plus grand et plus significatif statistiquement. Les distances jusqu'aux écoles sont typiquement plus considérables en zone rurale, ce qui signifie que les coûts directs (de transport) et les coûts indirects (les heures de travail perdues en faveur de l'école et le temps de déplacement) sont plus élevés. Autrement dit, la scolarisation au niveau du secondaire a tendance à être plus coûteuse pour les ménages ruraux, en ce qu'ils réduisent la consommation non-scolaire dans une proportion plus grande par rapport aux ménages urbains. Ce qui fait que le revenu peut constituer un facteur plus important de décision d'inscrire un enfant à l'école secondaire, chez les ménages ruraux.

Le niveau de ressources des ménages, représenté ici par les dépenses par tête, n'a pas un impact significatif sur la scolarisation dans le secondaire.<sup>60</sup> La variable n'est pas non significative en regard du fait d'être du sexe féminin. Certaines des variables de composition du ménage sont significatives, cependant. Un plus grand nombre d'enfants âgés de moins de 5 ans a pour conséquence de réduire les probabilités d'inscription dans le secondaire. Ceci pourrait refléter une concurrence en terme de ressources, entre les besoins scolaires des enfants plus âgés et les besoins nutritionnels et autres des jeunes enfants, ou encore refléter le fait que les enfants plus âgés sont obligés de rester à la maison pour s'occuper de leurs jeunes cadets et sont ainsi incapables de fréquenter l'école. D'un autre côté, un plus grand nombre d'enfants de sexe féminin âgés de 15 à 20 ans fait augmenter le nombre des inscriptions dans le secondaire, peut-être parce que les filles de ce groupe d'âge peuvent remplacer le temps de l'enfant aux travaux ménagers, lui permettant de se rendre à l'école. Le nombre d'hommes de 21 à 65 ans augmente aussi les probabilités d'inscription dans le secondaire. Ceci peut également refléter les effets d'allocation de temps, puisqu'il y aurait plus de travailleurs de la famille pour remplacer le temps de l'enfant aux activités agricoles ou autres travaux générateurs de revenu. D'une autre manière, la présence d'un plus grand nombre d'hommes dans la force de l'âge implique un niveau potentiellement plus élevé de revenu ménager, donc il se peut que l'estimation capte un effet-revenu.

Comment ces résultats peuvent-ils être comparés à ceux de l'échantillon des élèves ayant fait leurs études primaires ? Les résultats en ce qui concerne ces derniers sont présentés dans la colonne 2. Remarquons que l'échantillon est beaucoup plus restreint - tout juste 460 individus parmi les 1 979 âgés de 12-18 ans de notre échantillon complet ont fait leurs études primaires jusqu'à la dernière classe. En général, les résultats sont très semblables à ceux de l'échantillon complet. Les effets de la composition du ménage sont plus réduits, comme le sont les effets de l'éducation scolaire des parents, bien que l'accomplissement d'études secondaires par le père demeure significatif. Ceci n'a rien de surprenant car l'effet de l'éducation scolaire des parents sur l'inscription dans le secondaire sera de beaucoup ressenti de manière indirecte, à travers les effets sur l'inscription dans le primaire (et l'accomplissement d'études primaires). Comme l'échantillon comprend seulement ceux qui ont fait leurs études primaires, ces effets indirects sont purgés des calculs.<sup>61</sup>

---

<sup>60</sup> Il est intéressant de remarquer que si le modèle est évalué seulement sur des observations du secteur rural (qui représente tout juste 7% de l'ensemble de l'échantillon), l'effet des dépenses du ménage devient plus grand et statistiquement significatif. Les distances jusqu'aux écoles sont typiquement plus considérables en zone rurale, ce qui signifie que les coûts directs (de transport) et les coûts indirects (les heures de travail perdues en faveur de l'école et le temps de déplacement) sont plus élevés. Autrement dit, la scolarisation dans le secondaire a tendance à être plus coûteuse pour les ménages ruraux, en ce qu'elle réduit la consommation non-scolaire de beaucoup plus par rapport aux ménages urbains. Ceci peut faire du revenu un facteur qui prime dans les décisions, chez les ménages pauvres, d'inscrire un enfant à l'école secondaire.

<sup>61</sup> Une question de statistique devrait être présente à l'esprit en interprétant ces résultats. Notre échantillon d'élèves ayant accompli leurs études primaires est un échantillon auto-sélectionné, non un échantillon au hasard. Ceux qui ont accompli leurs études primaires peuvent différer, de plusieurs manières importantes mais non-observables (au regard du chercheur) du reste de ceux qui appartiennent à leur groupe d'âge : il se peut qu'ils aient une plus grande capacité naturelle, que leurs parents accordent une plus grande importance à l'accomplissement d'études secondaires, etc. Ceci signifie qu'à strictement parler, il n'est pas valable d'utiliser les calculs pour émettre des conclusions pour la population tout entière sur les probabilités de poursuivre les études en passant à l'école

Une différence notable d'avec les résultats de notre précédent échantillon veut que, chez ceux qui ont achevé leurs études primaires, le fait d'être du sexe féminin est associé négativement à la probabilité d'être inscrit à l'école secondaire. Ainsi, il semble bien qu'il y ait un effet du genre d'appartenance une fois qu'on contrôle pour la sélection dans le groupe de ceux qui ont accompli leurs études primaires : les filles de ce groupe sont moins susceptibles de poursuivre les études jusqu'à l'école secondaire.<sup>62</sup> Ceci s'inscrit dans la logique de la découverte dont nous avons fait état et selon laquelle les filles sont sous-représentées parmi le nombre réel des élèves du secondaire.

### **C. Simulations de politiques : les effets des changements dans les distances jusqu'aux écoles et dans l'infrastructure routière sur les inscriptions du secondaire**

Les résultats probit mettent l'index sur l'importance de l'accès - soit la distance jusqu'aux écoles - comme étant une contrainte sur les inscriptions du secondaire en zone rurale. Pour explorer cette question plus profondément, nous utilisons les calculs et données pour simuler les effets qu'aurait la réduction des distances jusqu'aux écoles sur les inscriptions du secondaire. De plus, nous simulons les effets des investissements en infrastructure, précisément l'extension des routes pavées jusqu'aux villages qui ne sont pas actuellement desservies par une route pavée. Nous adoptons cette approche pour les deux échantillons utilisés dans nos calculs : tous les élèves âgés de 12 -18 ans, et ceux de 12-18 ans qui ont terminé leurs études primaires.

Les résultats pour le premier groupe sont présentés dans la première colonne du Tableau 23. La première rangée donne la probabilité d'inscription prévisible moyenne actuelle de l'échantillon dans le secondaire. Dans la seconde rangée, nous simulons l'impact de la réduction de moitié des distances jusqu'aux écoles secondaires du premier et du second cycles les plus proches (pour les cas où il n'y a pas d'écoles locales). Ceci fait augmenter la probabilité moyenne de fréquentation des écoles secondaires - autrement dit, le taux prévisible d'inscription - à environ 13%, des 11% qu'il était dans le cas de base. Réduire de moitié la distance jusqu'aux écoles secondaire de premier cycle seulement (troisième rangée) donne approximativement les mêmes résultats, ce qui reflète le faible effet de la distance jusqu'aux écoles secondaires du second cycle dans les modèles probit. La quatrième rangée simule l'effet de la réduction à zéro de la distance jusqu'aux écoles secondaires de premier cycle, autrement dit prévoir l'accès de toutes les communautés à l'école secondaire. L'amélioration dans le schéma des inscriptions

---

secondaire : les calculs n'intéressent que le sous-échantillon de ceux qui ont effectivement accompli leurs études primaires.

<sup>62</sup> "Poursuivre les études" - autrement dit, la probabilité d'entrer à l'école secondaire lorsque les écoles primaires sont terminées - gagnerait à être mieux étudiée en regardant aux déterminants de l'éventuelle inscription à l'école secondaire de l'élève qui a terminé les études primaires, plutôt qu'aux déterminants de l'inscription effective dans le secondaire. Ceci parce que certains élèves qui ont effectivement fait la transition vers l'école secondaire peuvent avoir abandonné à l'époque où l'enquête a eu lieu, et n'ont pas été inscrits effectivement. Par conséquent, nous avons aussi évalué un modèle sur notre échantillon d'élèves ayant terminé leurs études primaires, avec une variable dépendante égale à 1 si l'enfant a été inscrit à l'école secondaire. Les résultats étaient très similaires à ceux du modèle actuel d'inscription dans le secondaire paraissant dans le tableau.

est plus spectaculaire : la probabilité moyenne d'inscription dans le secondaire augmente à environ 17%, ce qui représente une hausse proportionnelle de plus de 50% par rapport à la base.

L'autre effet de la construction d'une route pavée dans chaque communauté est simulé, et maintient les distances jusqu'aux écoles aux valeurs actuelles. Ceci fait augmenter le taux prévisible des inscriptions du secondaire de 11% à 14%. Remarquons que cela représente une amélioration majeure considérable dans l'infrastructure, car seulement un cinquième des communautés enquêtées sont actuellement desservies par une route pavée. Enfin, la dernière rangée du tableau montre l'effet combiné de la réduction de moitié de la distance jusqu'à l'école secondaire du premier cycle la plus proche, et de la construction de routes pavées vers chaque communauté. Le nouveau taux prévisible d'inscription du secondaire est de 17%, ce qui est semblable à l'effet de la réduction à zéro de la distance jusqu'aux écoles secondaires du premier cycle.

La seconde colonne montre les résultats pour les mêmes simulations sur l'échantillon de ceux qui ont terminé leurs études primaires. Remarquons tout d'abord que le taux initial d'inscription (c'est-à-dire la probabilité moyenne d'inscription du secondaire, évaluée sur la base des données réelles) est beaucoup plus élevé que pour l'échantillon entier. Les améliorations dans les probabilités d'inscription du secondaire sont également plus grandes, en termes absolus, que pour l'échantillon plus étendu. Par exemple, réduire de moitié les distances jusqu'aux écoles secondaires du premier et du second cycles fait augmenter la moyenne de la probabilité d'inscription de 4%, la faisant passer de 0,58 à 0,62. La construction de routes pavées, combinée avec la réduction de la distance jusqu'à l'école secondaire aurait pour résultat d'augmenter le taux d'inscription du secondaire à 0,74, soit une hausse de 16 points de pourcentage. Ces changements dans l'infrastructure scolaire et des transports ont par conséquent des effets potentiellement importants sur la probabilité de poursuivre les études dans l'enseignement secondaire. Bien entendu, comme le taux initial d'inscription est assez élevé pour ce groupe, les hausses proportionnelles ne sont pas aussi importantes que pour l'échantillon entier des enfants de 12-18 ans, pour qui le taux actuel d'inscription dans le secondaire est très faible.

#### **D. La demande d'écoles secondaires : résumé et implications de politiques**

Les calculs et les simulations mettent en évidence le rôle important joué par la situation de l'école et de l'infrastructure des transports dans les décisions du ménage d'inscrire leurs enfants à l'école secondaire. Construire plus d'écoles et améliorer le réseau des moyens de transport présenteront potentiellement des avantages substantiels pour les inscriptions du secondaire en zone rurale. Toutefois, il est également important de ne pas surestimer les avantages. Les taux d'inscription du secondaire resteraient trop bas même avec ces améliorations. D'autres facteurs, qui n'ont pas été saisis de façon adéquate dans nos données, sont, sans nul doute, des déterminants également cruciaux de la scolarisation des enfants du monde rural dans le secondaire. Ces facteurs pourraient inclure la pauvreté du ménage, la qualité inférieure de l'éducation secondaire, la perspective d'emploi défavorable pour les

diplômés, et probablement aussi une perception selon laquelle la scolarisation au-delà du niveau des études primaires n'est pas utile à l'agriculture.

Un autre résultat intéressant est que parmi les enfants de la population rurale qui terminent leurs études primaires, les filles ont moins de chances que les garçons de poursuivre leurs études en intégrant l'enseignement secondaire. Ceci aura pour résultat de désavantager les filles sur le marché du travail, en ce qui concerne l'accès à l'emploi et aux salaires formels, puisqu'il a été trouvé qu'un niveau d'instruction du secondaire a des effets positifs sur ces deux aspects (Glick 1999). Il est remarquable que le différentiel du genre soit présent dans un échantillon de ménages ruraux (c'est-à-dire l'échantillon de ceux qui ont terminé leurs études primaires), échantillon qui est relativement aisé et où les parents ont relativement un bon niveau d'instruction. Une recherche supplémentaire est nécessaire pour explorer les raisons pour lesquelles les parents ont plus tendance à envoyer leurs fils que leurs filles à l'école secondaire.

## 5. LA DEMANDE DE SERVICES DE SANTE

### A. Méthodologie et questions liées aux données

Pour l'analyse du choix de prestataire de services de santé, nous utilisons la même approche d'évaluation que dans l'analyse du choix de l'école primaire. Comme auparavant, les spécifications comprennent les facteurs individuels et les facteurs liés au ménage, les dépenses du ménage par tête, le coût du prestataire, et les caractéristiques du prestataire. Les caractéristiques du prestataire sont des mesures de la disponibilité en personnel, de l'offre de médicaments, et des caractéristiques de l'infrastructure de prestation. Nous calculons les modèles logit emboîtés du choix du prestataire de services de santé. Comme pour la demande de services d'éducation, la spécification des modèles tient compte du fait que toutes les communautés n'ont pas à leur disposition tous les types de prestataires.

Toutefois, la grande gamme d'alternatives pour les services de santé dicte quelques ajustements à l'approche. Le module de l'enquête des communautés portant sur les prestataires de services de santé demande aux répondants de dresser une liste de quatre prestataires parmi les prestataires de services de santé "les plus importants", consultés par les habitants du Fokontany. Il existe 10 types possibles de prestataires, allant des simples guérisseurs informels aux hôpitaux principaux. Compte tenu de ce grand nombre de choix, il est nécessaire, pour l'évaluation, de grouper les alternatives en deux catégories larges. Nous utilisons les regroupements suivants, rendus familiers par l'analyse descriptive de la Section II : les hôpitaux (hôpital principal ou hôpital secondaire); les centres de santé de base (dispensaire, poste sanitaire, poste d'infirmerie, CSSP), les services du secteur privé formel (médecins, cliniques privées, pharmacies), et une catégorie de base consistant en auto-traitement et services privés informels (par ex. les guérisseurs traditionnels). Les deux premières catégories, les hôpitaux et les centres de santé de base, sont en général publics à Madagascar. La seule exception, dans la catégorie des services de santé de base, est le dispensaire, certains dispensaires pouvant appartenir au secteur privé.<sup>63</sup>

Comme il n'était possible de porter qu'un maximum de quatre prestataires individuels sur la liste de l'enquête des communautés, dans la plupart des cas il n'est fait mention que d'un prestataire de chaque catégorie et par Fokontany (par exemple, il est rare qu'une communauté rurale ait le choix entre deux hôpitaux). Des cas de prestataires multiples dans une même catégorie ne sont pas rares, toutefois, tout particulièrement dans la catégorie de soins de base, qui inclue un grand nombre de différents types de prestataires. Dans ces cas, nous utilisons les moyennes des caractéristiques des prestataires de la catégorie selon le modèle. Ces moyennes - pour le coût aussi bien que pour la présence de personnel, l'offre de médicaments, et les indicateurs liés à l'infrastructure - sont nécessairement des approximations des

---

<sup>63</sup> Il faut observer que les individus des zones rurales qui se rendent à l'hôpital le font presque toujours pour y recevoir des soins de base, autrement dit, des services externes; seulement un infime pourcentage de ces individus déclarent être restés une nuit à l'hôpital.

contraintes réelles auxquelles font face les ménages en tant qu'entité, un fait qui devrait être gardé à l'esprit lors de l'interprétation des résultats.

### 1. Les données manquantes

Deux autres problèmes liés aux données doivent être soulevés. Le premier est que, dans l'enquête des communautés, plusieurs personnes malades déclarent consulter un prestataire qui ne figure pas sur la liste de l'enquête des communautés. Ceci n'a rien de surprenant si l'on regarde le maximum de quatre prestataires. Par exemple, une personne déclarera une consultation chez un docteur privé, mais le "docteur" ne figure pas sur la liste des prestataires de l'enquête des communautés, probablement parce que les docteurs sont moins fréquemment consultés que les types de prestataires de la liste. Dès lors que quelqu'un, parmi la communauté, consulte un docteur, ce type de prestataire doit être considéré comme une option faisable de services de santé pour les membres de la communauté. Il s'ensuit que pour notre analyse, nous considérons qu'un type de prestataire est "à la disposition" de la communauté dans l'un des cas suivants : soit que le prestataire est porté sur la liste du questionnaire des communautés, soit que quelqu'un dans la communauté déclare rechercher un traitement auprès de ce type de prestataire, que ce dernier figure ou non sur la liste.

Toutefois, la deuxième possibilité présente un problème pour l'évaluation puisque, si l'enquête ne fait pas mention de l'existence du prestataire, nous n'avons pas d'informations sur les caractéristiques de ce prestataire. Ce problème surgit fréquemment dans les données, même après que nous ayons agrégé les choix à l'intérieur de regroupements de prestataires plus larges comme nous venons de le décrire. Par exemple, parmi les 197 Fokontany de l'enquête des communautés qui sont opposés à ceux de l'enquête des ménages, 122 ont un "hôpital" (c'est-à-dire un hôpital principal ou secondaire) disponible selon la définition ci-dessus. Dans 20 cas parmi ceux-là, aucun hôpital ne figure sur la liste de l'enquête des communautés. Le pourcentage de cas de données manquantes est similaire pour le groupe de services de santé de base, mais est plus grand pour le groupe de services de santé formels privés. Pour ce dernier groupe, dans à peu près la moitié des cas où cette alternative est "disponible", il n'existe aucune information concernant l'alternative dans l'enquête des communautés.

Pour l'analyse de l'éducation, nous avons traité ce genre de problème en éliminant de l'échantillon tous les cas de communautés où le problème existait. Pour le choix des services de santé, le problème est plus commun et cette solution n'est pas faisable. Éliminer toutes les communautés qui présentent un problème de données manquantes pour au moins une des catégories de prestataire équivaldrait à éliminer à peu près la moitié de l'échantillon. Il s'ensuit que nous adoptons une approche différente qui évite le besoin de perdre tant d'observations. Nous créons une variable dummy d'indicateur (0-1) pour les données manquantes relatives au prestataire. Cette variable est égale à 1 si les données relatives aux caractéristiques du prestataire pour une catégorie  $j$  de prestataire manquent dans l'enquête des communautés, et zéro dans le cas contraire.<sup>64</sup> Là où les données sont manquantes, les variables des

---

<sup>64</sup> Il y a aussi un petit nombre de cas pour lesquels les informations relatives au prestataire ont été collectées mais ne pouvaient être utilisées parce qu'elles ne pouvaient être mises en correspondance

caractéristiques du prestataire sont portées comme étant égales aux moyennes de l'échantillon pour le type de prestataire afin de permettre l'évaluation.<sup>65</sup>

Comme les facteurs de la décision de rechercher des services de santé (y compris le type de maladie) peuvent être différents pour les adultes et les enfants, nous évaluons des modèles de choix de prestataire séparés pour les adultes de 15 ans et plus et pour les enfants de moins de 15 ans. Les échantillons sont composés de 828 enfants et 1229 adultes qui ont déclaré une maladie ou un dommage corporel au cours des deux dernières semaines.

## 2. Evaluation des coûts du prestataire

Pour chaque prestataire, le questionnaire des communautés fait état des frais engagés, s'il en est, de la première consultation ainsi que du coût typique de transport jusqu'au centre de soins. La somme des frais de consultation et de déplacement aller-retour représentent les coûts directs du service. Remarquons toutefois qu'à Madagascar, comme dans plusieurs autres pays en voie de développement, les services disponibles dans nombre d'infrastructures sanitaires sont dispensés à titre gratuit. Par exemple, dans moins de 10% des communautés ayant des hôpitaux, le critère de frais d'hôpital est positif (en moyenne).<sup>66</sup> Le pourcentage des centres de santé de base est également petit (17%), mais comme nous nous attendions, presque tous les prestataires privés de services de santé réclament des frais de consultation.<sup>67</sup>

En plus des frais directs, il existe des frais indirects ou frais d'opportunité de recherche de traitements. Les centres dispensant des services de santé peuvent se trouver à une certaine distance des lieux d'habitation des personnes. Ceci est le cas bien particulier des hôpitaux. La distance moyenne établie jusqu'à un hôpital est d'environ 10 km; le maximum est de 118 km. Ceci s'applique seulement à l'échantillon pour lequel les informations relatives à la distance sont disponibles, autrement dit, les Fokontany pour lesquels un hôpital figure dans la liste de l'enquête des communautés comme source majeure de services de santé pour les résidents locaux. Les distances seraient certainement plus considérables pour la moyenne des communautés pour qui la liste d'enquête ne fait pas mention de l'existence d'un hôpital. La distance moyenne jusqu'à un centre de santé de base, là où ce centre figure sur la liste, est de 5 km. Compte tenu de l'état très déplorable du réseau routier

---

avec le code des prestataires (qui indique le type de prestataire). Pour l'évaluation, ces cas ont aussi été considérés comme "manquantes" dans les données sur les prestataires.

<sup>65</sup> Par une autre alternative, on pourrait attribuer à la donnée manquante la valeur zéro, ou tout autre valeur. Etant autre que le coefficient sur la variable même d'indicateur manquant, les calculs seront les mêmes aussi longtemps que la même valeur attribuée sera utilisée pour chaque cas de donnée manquante. Voir Little et Rubin (1987) pour une discussion en détail de cette méthode de traitement de données manquantes.

<sup>66</sup> Remarquons toutefois que les frais de consultation n'incluent vraisemblablement pas les coûts d'achat de médicaments que le patient pourrait avoir à supporter.

<sup>67</sup> Plus précisément, rappelons que les chiffres relatifs aux coûts sont en fait les moyennes pour les prestataires de chaque catégorie (par ex. les coûts moyens pour les centres de santé de base du Fokontany). Tant qu'un prestataire seulement de la catégorie présente un critère de frais de consultation positif, la moyenne pour la catégorie pour le Fokontany ne sera pas zéro. Par conséquent, les pourcentages de Fokontany présentant un critère positif de frais moyens pour une catégorie de prestataire, calculés de cette manière - voir les chiffres cités dans le texte - seront plus élevés que le pourcentage de prestataires individuels de la catégorie réclamant des frais de consultation.



en zone rurale, même une distance modérée de quelques kilomètres peut impliquer un somme significative de temps pour se déplacer vers un centre et en revenir. Les résidents ruraux pauvres peuvent avoir à faire le trajet jusqu'au prestataire à pied. Comme ce temps aurait bien pu être dépensé potentiellement à un travail domestique productif, un travail agricole ou encore à un métier salarié, il y a là un coût supplémentaire en terme de produit ou de revenu perdu.

Pour notre échantillon d'adultes, nous suivons une procédure standard d'évaluation de ces coûts d'opportunité. Tout d'abord, nous calculons une régression salariale sur l'échantillon des employés salariés (la plupart dans l'agriculture) en zone rurale. Nous utilisons ces calculs pour obtenir (**derive**) un salaire horaire prévisible ou envisageable pour tous les adultes de 15 ans et plus de l'échantillon. Ce salaire est multiplié par le temps moyen de déplacement vers le groupe de prestataires et retour, tel que déclaré dans le questionnaire des communautés, afin d'obtenir une estimation des manques à gagner en salaires.<sup>68</sup> Le coût variable utilisé dans le modèle de choix du prestataire est la somme de ces coûts indirects et des coûts directs de traitement (les frais de consultation et de déplacement).<sup>69</sup>

Bien que la majorité des études portant sur la demande de services de santé dans les pays en voie de développement emploient cette procédure pour imputer les coûts d'opportunité (qui sont souvent le seul élément significatif des coûts du prestataire), cette procédure implique un certain nombre de suppositions qui gagneraient à être explicites. Premièrement, il est présumé que le salaire potentiel sur le marché du travail est une représentation exacte de ce que la personne pourrait gagner dans des activités non salariées (agricoles), lesquelles sont de loin les activités les plus courantes en zone rurale.<sup>70</sup> En deuxième lieu et avec une portée d'égale importance, cette procédure présume que les heures passées à se déplacer vers le prestataire et à en revenir équivalent à autant d'heures de travail perdues. Toutefois, ce n'est pas nécessairement pas le cas. S'il y a un sous-emploi substantiel ou périodes de creux dans la demande de travail (par ex. la période suivant la récolte), une personne a besoin de quitter son travail pour se rendre auprès d'un prestataire de services de santé. De façon similaire, une personne malade peut ne pas être apte à travailler en raison de sa maladie ou de dommages corporels subis. Ainsi, le coût d'opportunité de temps peut être significativement plus faible que celui qu'impliquaient les calculs que l'on vient de décrire. Ces manques à gagner potentiels doivent être présents à l'esprit lors de l'interprétation des résultats empiriques.<sup>71</sup>

---

<sup>68</sup> Nous présumons que le temps maximum de travail perdu par jour est de 8 heures.

<sup>69</sup> Le coût total d'un prestataire  $j$  pour une personne  $i$  peut par conséquent être représenté par la formule  $C_j = P_j + w_i * T_j$ , où  $P_j$  est égal aux coûts directs (frais de consultation et de transport),  $w_i$  représente les revenus horaires prévisibles d'un individu, et  $T_j$  le temps de travail estimatif délaissé pour se déplacer jusqu'au prestataire et retour.  $w_i * T_j$  est par conséquent le coût indirect de soins.

<sup>70</sup> en principe, nous pourrions évaluer les retours agricoles du travail directement, en utilisant une fonction de production ou de profit agricole. Comme il a déjà été mentionné (voir note 26), ceci implique de nombreuses complexités et impose de solides besoins de données, ce qui raréfie la tentative pour des études de ce type.

<sup>71</sup> Dans une tentative de tester la variation saisonnière dans le coût d'opportunité en terme de temps (ainsi que par rapport aux conditions sanitaires et de transport prévalant dans la communauté), nous incluons dans les modèles des variables dummy pour la saison.

Pour les enfants de moins de 15 ans, il était plus difficile de calculer le coût d'opportunité en terme de temps. Comme il a été observé dans la section relative à la demande d'enseignement primaire, l'échantillon des enfants de moins de 15 ans et gagnant un salaire parmi la population rurale est trop petit pour permettre qu'on obtienne des calculs fiables sur les salaires prévisibles. Les enfants les plus jeunes de ce groupe d'âge ne seront certes pas au travail, mais les coûts d'opportunité restent encore justifiés car les jeunes enfants doivent être accompagnés jusqu'au prestataire de services de santé par la mère ou un autre parent. Les coût d'opportunité pour cette personne est le coût indirect justifié, mais son identité n'est pas connue dans l'enquête. Pour ces raisons, nous ne faisons pas la tentative de calculer les coûts indirects pour les enfants de moins de 15 ans, et au lieu de cela nous nous contentons de recourir aux coûts directs (les frais de consultation et les frais de transport). L'inconvénient ici est que pour les hôpitaux comme pour les centres de santé de base, les coûts directs sont équivalents à zéro dans environ trois quart des cas, même quand les coûts de transport sont additionnés aux frais de consultation. Ceci a pour effet de réduire la variation dans la variable 'coût', ce qui rend plus ardu le travail de détermination des frais. Toutefois, nous incluons aussi dans le modèle relatif aux enfants la distance jusqu'à chaque prestataire explicitement (plutôt qu'implicitement, grâce à la variable 'temps de déplacement' dans le calcul du coût d'opportunité). Le coefficient de cette variable **will capture** en partie l'effet des coûts d'opportunité engagés par le ménage quand il recherche des soins pour l'enfant.

Le Tableau 24 montre les coûts moyens par visite pour chaque groupe de prestataires. Les frais moyens sont très faibles pour les hôpitaux et les infrastructures de santé de base, et reflètent le fait que pour la grande majorité des cas, les frais sont équivalents à zéro. Les frais de déplacement représentent une composante plus importante des coûts. Ils sont plus importants lorsqu'il s'agit de se déplacer jusqu'à des hôpitaux, lesquels ont tendance à être situés le plus loin possible de la communauté. Pour les adultes, les coûts indirects ou d'opportunité constituent une grande partie des coûts totaux, en particulier lorsqu'il s'agit de se rendre vers les centres de santé de base, auquel cas ils englobent bien plus de la moitié des coûts totaux. Dans l'ensemble, les services de santé privés constituent de loin la forme de traitement la plus onéreuse, ce qui est constaté dans les frais élevés de cette catégorie.

## **B. Résultats descriptifs**

### **1. Le choix du prestataire et la disponibilité de prestataires**

Le Tableau 15 montre le type de traitement recherché (y compris le non-soin/soins informels) par quartile rural de dépenses, pour nos échantillons d'évaluation d'enfants et d'adultes déclarant une maladie ou des dommages corporels récents. Les échantillons sont composés de personnes issues des ménages du Fokontany enquêtés lors de l'enquête des communautés, ménages en grande partie ruraux : 7% seulement de l'échantillon sont composés de ménages des zones urbaines ou semi-urbaines. Par conséquent, les taux moyens de consultation en vue d'un traitement formel, dans l'ensemble, et le type de traitement sont semblables aux moyennes présentées plus haut au Tableau 7. Environ 70% des adultes de l'échantillon, malades ou souffrant de dommages corporels ne recherchent aucun type

de soins formels. Pour l'ensemble de l'échantillon d'adultes malades, ceux qui recherchent effectivement des soins ont plus tendance à se rendre à un centre de santé de base qu'ailleurs. Comme nous l'avons vu auparavant, le pourcentage d'individus recherchant des soins formels augmente avec le quartile (c'est-à-dire que le pourcentage de ceux qui n'en cherchent pas diminue). De plus, l'importance des soins formels du secteur privé, par rapport aux autres options de prestataires, augmente avec le quartile; ils comptent pour environ 30% des consultations chez un prestataire privé, pour le quartile supérieur, contre 18% pour le quartile le plus pauvre.

Les enfants qui tombent malades ont légèrement moins tendance, dans l'ensemble, que les adultes (environ 34% contre 29%) à recevoir des soins; la différence s'observe dans la catégorie des soins de base. Aussi, s'agissant des enfants, les chances de rechercher un traitement augmente avec plus d'accuité avec le quartile de dépenses, que s'il s'agissait d'adultes : 45% des enfants malades du quartile le plus riche reçoivent des soins formels, contre seulement 28% des enfants malades du quartile le plus pauvre.

Le Tableau 25 montre également les moyennes pour la disponibilité de catégorie de prestataire pour l'échantillon entier servant aux calculs (l'ensemble des adultes et des enfants malades ou souffrant de dommages corporels). Dans la droite ligne de la discussion sur les problèmes relatifs aux données, une catégorie de prestataire est considérée comme disponible si l'un des deux cas suivants se présente : soit qu'un prestataire de la catégorie figure sur la liste de l'enquête des communautés, soit qu'une ou plusieurs personnes déclarent rechercher un traitement auprès du prestataire, que ce dernier figure sur la liste ou non. La grande majorité d'individus de cet échantillon à dominance rurale vit au sein de communautés qui bénéficient de l'accès, ainsi défini, à une certaine forme de soins de base (dernière colonne). Toutefois, la disponibilité moyenne en hôpitaux et services de santé privés est faible : respectivement 61% et 45%. Les indicateurs de disponibilité pour ces trois catégories augmentent avec le quartile de dépenses, en particulier pour les services de santé formels privés. Cela n'a absolument rien de surprenant : il faut nous attendre à ce que les prestataires privés tels que les médecins pratiquent principalement au sein de communautés où les ménages peuvent se permettre de recourir à leurs services.

## **2. L'enquête des communautés sous l'EPM : les caractéristiques des prestataires de services de santé**

Dans le Tableau 26, nous présentons les caractéristiques des prestataires de services de santé par catégorie de prestataire et par quartile de dépenses par tête. Nous comparons tout d'abord les moyennes d'ensemble pour les différentes catégories de prestataire, présentées dans la dernière colonne. Pour les variables de la disponibilité du personnel, les réponses sont codifiées par 1 pour un personnel jamais présent, 2 pour un personnel présent à temps partiel, et 3 pour un personnel toujours présent. Comme il faut s'y attendre, les hôpitaux disposent en général de personnel composé de médecins et d'infirmiers à plein temps (les disponibilités moyennes sont de 2,75 et 2,87 respectivement). Toutefois, les médecins (non les infirmiers) sont plus rares dans les centres de santé de base.

Les mesures de la disponibilité de médicaments gratuits (pour le traitement du paludisme, les antibiotiques et les vaccins) sont codifiées de la même façon de 1 à 3 pour jamais, parfois, et toujours disponibles. A l'exception des vaccins en milieu hospitalier, les médicaments ne sont singulièrement pas disponibles en tous temps dans les infrastructures sanitaires publiques (hôpitaux et centres de santé de base); plus souvent, ils sont disponibles seulement une partie du temps. Naturellement, les prestataires formels privés n'offrent généralement pas de médicaments à titre gratuit. Ces données de l'enquête des communautés sous EPM concordent avec les rapports faisant état de problèmes de disponibilité de médicaments dans le système sanitaire public.<sup>72</sup> Bien que les médicaments modernes peuvent dans certains cas être obtenus dans le secteur privé, ils coûteraient sans nul doute trop cher pour beaucoup de résidents ruraux.

Les données relatives aux indicateurs d'infrastructure suggèrent l'existence de contraintes pesant sur la prestation des services de santé publique en zone rurale, tout particulièrement en ce qui concerne les centres de santé de base. 22% seulement de ces centres sont électrifiés; 43% sont équipés de réfrigérateur, et un quart seulement disposent d'eau courante. [IS IT POSSIBLE TO HAVE NO ELECTRICITY BUT STILL HAVE A REFRIGERATOR ?] Les chiffres en ce qui concerne les hôpitaux, comme il faut s'y attendre, sont meilleurs, quoique encore loin d'être satisfaisants; par exemple, quelques 30% des hôpitaux (une catégorie qui inclue aussi bien les hôpitaux secondaires que les hôpitaux principaux) manquent d'eau courante. Les prestataires formels privés non plus ne se présentent pas mieux dans cette catégorie. Il est évident que ces chiffres sur l'utilisation d'électricité et d'eau courante reflètent l'état très grave de l'infrastructure rurale à Madagascar.

En ce qui concerne la variation dans les attributs du prestataire par quartile de dépenses, les différences les plus significatives peuvent être observées pour les centres de santé de base. Les centres de santé de base auxquels les personnes plus aisées ont accès, ont plus de chances de disposer de personnels comprenant des médecins et des infirmiers à plein temps, et d'avoir l'électricité et l'eau courante. Les différences par quartile dans les deux derniers indicateurs reflètent probablement, du moins en partie, le fait que les communautés rurales dans lesquels se trouvent des ménages à haut revenu, jouissent d'une infrastructure mieux développée.

En somme, l'analyse descriptive des caractéristiques du prestataire de services de santé rend une image des services de santé publique en zone rurale, semblable à celle des écoles primaires publiques étudiés auparavant, pour les deux raisons suivantes : premièrement, la qualité du prestataire, en tant que mesurée par les indicateurs disponibles dans l'enquête des communautés, est en général inférieure; deuxièmement, les ménages plus aisés ont tendance à avoir accès à des prestataires de haute qualité.

---

<sup>72</sup> Comme il a été observé par la Banque Mondiale (1996), le budget du gouvernement pour les médicaments et les produits pharmaceutiques a été réduit de cinq fois en termes réels entre 1977 et 1985. A l'époque de l'enquête (1993), la part de médicaments dans les dépenses de santé publique avait connu une reprise de hausse mais tout en restant inadéquate. Comme il a été observé auparavant, les centres de soins primaires sont réputés ne pouvoir couvrir que 25% des besoins des patients en médicaments.

## **C. Résultats du modèle de choix du prestataire de services de santé**

### **1. Les adultes**

Les calculs rendu par le modèle logit emboîté, pour l'échantillon des adultes, sont présentés au Tableau 27. En ce qui concerne le regroupement des choix du modèle, nous faisons la distinction entre les catégories de soins formels (hôpital, soins de base, soins privés formels) d'une part, et les celle de l'informel ou auto-traitement d'autre part. Cette spécification permet une corrélation des erreurs à travers les fonctions d'utilité dans les alternatives de soins formels. L'alternative de l'informel est utilisée comme choix de base. Comme pour le modèle du choix de l'école, nous laissons les effets des coûts du prestataire et les autres facteurs varier en fonction des alternatives, plutôt que de réduire ces effets à égalité. Aussi, comme nous l'avons mentionné auparavant, la configuration du modèle incorpore le fait que les catégories de prestataires ne sont pas toutes disponibles dans chaque communauté.

Le coût du traitement s'accompagne d'effets négatifs et généralement significatifs sur les soins hospitaliers (colonne 1) et les soins de base (colonne 2). Comme dans le cas de l'enseignement primaire, les calculs pour les soins hospitaliers et les soins de base montrent que les individus issus de ménages pauvres sont plus sensible au prix; ce modèle est plus clair pour les soins de base que pour les soins hospitaliers. Pour les soins formels privés, le petit nombre d'observations sur les prix des prestataires privés pour le quartile inférieur de dépenses a rendu nécessaire d'entrer la linéarité des prix plutôt que leur interaction avec les variables tampon par quartile. Même pour la forme linéaire, cependant, il n'est pas observé d'effet du prix en ce qui concerne les soins privés.

Le revenu du ménage, représenté ici par les dépenses du ménage par tête, s'accompagne d'effets particulièrement accusés sur le choix de soins formels privés (par rapport à la catégorie de base d'auto-traitement/soins informels). Autrement dit, les individus plus aisés ont plus tendance que les pauvres à consulter un médecin privé, à se rendre dans une clinique privée, ou à recourir aux services de pharmacie privée.<sup>73</sup> La variable dummy pour le genre n'est pas significatif, autrement dit les femmes ne sont pas moins susceptibles que les hommes de rechercher de soins lorsqu'elles sont malades.

Pour le caractéristiques du prestataire non relatives au prix, des problèmes de multicollinéarité sont apparus en conséquence des corrélations élevées parmi certaines de ces variables. Pour traiter cet aspect, nous pourrions faire chuter le nombre des régresseurs d'attributs du prestataire en adoptant une analyse de la composante principale, ou plus simplement, renoncer à certaines variables du modèle. Cette dernière approche a été retenue ici, avec pour conséquence d'exclure les indicateurs de disponibilité d'infirmiers ou d'eau courante. Nous avons aussi retiré du modèle final la variable des heures d'ouverture par semaine. Pour chaque

---

<sup>73</sup> Il faut souligner que cet effet positif du revenu sur les soins formels privés n'est pas simplement le reflet du fait que les médecins et les cliniques privées sont plus susceptibles d'être disponibles dans les zones où vivent les personnes plus riches; le modèle, selon ce qui a été observé, tient compte des différences dans la disponibilité d'un prestataire donné.

catégorie de prestataire, cette variable n'était pas du tout près d'être significative (ce qui était le cas aussi bien pour les enfants).

Les résultats pour ces caractéristiques du prestataire sont mélangés; il est certain qu'ils ne sont pas sans ambiguïté, comme ce fut le cas pour l'enseignement primaire. La disponibilité de médicaments s'accompagne d'impacts sélectifs sur le choix du prestataire. L'offre de vaccins gratuits augmente la demande de soins hospitaliers, tandis que l'offre de médicaments anti-palustres augmente la demande de soins dans les centres de santé de base. La disponibilité d'un médecin n'a pas d'effets significatifs sur le choix entre l'hôpital et les soins de base. Le personnel des hôpitaux comprend en général un médecin à plein temps, donc on peut s'attendre à ce qu'il n'y ait pas, au moins, d'effet significatif pour la catégorie des hôpitaux. Nous observons un effet positif de la disponibilité d'un médecin sur la probabilité des soins formels privés. Ceci montre que les adultes malades ont plus tendance à se tourner vers les soins formels privés quand cette catégorie propose un médecin (au lieu de juste une clinique ou une pharmacie).

On observe là un léger effet de la qualité de l'infrastructure, mesurée ici par l'usage de l'électricité et de la réfrigération. Le seul résultat notable comporte une anomalie - un coefficient négatif et significatif sur la variable du réfrigérateur pour le soins hospitaliers. En somme, nous trouvons des effets de la "qualité" du prestataire uniquement pour certains indicateurs dans certaines alternatives. Toutefois, il serait abrupt de conclure à partir de l'absence d'impacts des autres caractéristiques du prestataire, que les ménages ne sont pas sensibles à ces aspects de la qualité. Il faudrait garder présent à l'esprit les problèmes inhérents à l'agrégation de prestataires multiples dans des catégories plus larges de prestataires. De plus, en ce qui concerne les indicateurs de disponibilité de médicaments. Les interactions entre offre et demande peuvent exercer une influence sur les résultats (Mwabu et al. 1993). Toutes choses étant égales, là où la demande est élevée, il y a plus de chances pour que surviennent des ruptures de stock de médicaments gratuits, d'où le fait que l'enquête sur les prestataires fera état de médicaments non disponibles au moins pendant une certaine durée. Ceci peut conduire à une absence d'effet positif estimatif, ou même un calcul négatif, de la disponibilité de médicaments sur la demande.<sup>74</sup>

Le modèle inclue aussi un certain nombre de variables relatives à la personne, au ménage, et à la communauté. La durée de la maladie d'un individu augmente la vraisemblance des soins hospitaliers, ainsi que des soins formels privés (bien que ce dernier effet ne soit significatif qu'à un niveau de 10%), non pas des soins de base. Autrement dit, pour un état de santé plus grave ou pour une maladie de plus longue durée, les soins en milieu hospitalier ou auprès d'un médecin est recherché. Les années d'études accomplies par un individu ne semblent pas avoir d'effet sur le choix des soins, mais remarquons que cette variable ne capte que les effets directs. La scolarisation peut affecter la demande indirectement à travers les effets sur le revenu (ou les dépenses du ménage), ou, pour cette question, à travers

---

<sup>74</sup> Une forme quelque peu différente d'interaction entre offre et demande peut expliquer l'effet négatif inattendu de l'usage de réfrigérateur sur la demande de soins hospitaliers. La présence d'infrastructures sanitaires de qualité (approximée par la variable du réfrigérateur) peut, avec le temps, améliorer la santé de la population locale, relativement à d'autres zones. Dans ces zones, il y aura moins de maladies et ceux qui seront déclarés malades pourront l'être à un moindre degré de gravité que les malades d'ailleurs. Ceci pourrait impliquer une demande plus faible de soins hospitaliers, ceux-ci étant opposés à un auto-traitement plus adéquat ou aux soins de base.

son effet sur l'entrée dans l'échantillon d'individus déclarant une maladie. Il n'y a pas de différences liées au genre dans les probabilités de choix : les coefficients sur la variable dummy d'être du sexe féminin sont tous non significatifs.

## **2. Les enfants**

Le Tableau 28 présente les calculs logit emboîtés pour les enfants de moins de 15 ans. Contrastant avec le modèle précédent, les coûts du prestataire ont été entrés linéairement dans ce modèle, plutôt qu'en interaction avec le quartile de dépenses. L'absence de variation dans la variable du coût pour les enfants (lequel, comme il a été discuté plus haut, n'inclue que les coûts directs), a rendu faisable l'évaluation des effets du prix séparément pour chaque quartile. Toujours, les calculs pour la spécification linéaire plus simple montrent que les hausses de coût réduisent la vraisemblance qu'un enfant malade soit emmené dans un centre de santé de base (colonne 2). On observe aussi un coefficient négatif, mais non significatif, sur le coût des prestataires formels privés (colonne 3). Aucun effet n'est constaté pour les hôpitaux, bien qu'à nouveau ceci ne devrait pas surprendre, vu les limitations relatives aux données que l'on vient de décrire.

Ce modèle inclue également la distance jusqu'à chaque prestataire.<sup>75</sup> Comme cette variable est en relation avec le temps requis pour se rendre au lieu de consultation et en revenir, celle devrait capter en partie les coûts d'opportunité supportés par le ménage dans la recherche de soins pour l'enfant malade.<sup>76</sup> La distance a des impacts négatifs hautement significatifs sur la décision de rechercher des soins dans les centres de santé de base. Il s'agit là d'un résultat important, car les centres de santé de base sont la source la plus significative de services de santé formels pour les enfants de la population rurale, en ce que les consultations y sont plus nombreuses que pour les deux autres catégories de prestataires combinées.

Comme pour les adultes, nous n'observons que des effets limités des caractéristiques du prestataire. La disponibilité de vaccins gratuits augmente la demande de soins hospitaliers mais non pas de soins dans les centres de santé de base. En fait, le coefficient sur la disponibilité de vaccins est négatif et significatif pour les centres de santé de base. Un tel résultat peut refléter la collinéarité des données, ou probablement des interactions de l'offre et de la demande, du type mentionné plus haut. La disponibilité d'un médecin et l'usage d'un réfrigérateur sont associés à une plus grande demande de soins de base.

En ce qui concerne les autres variables du modèle, il existe certains contrastes intéressants avec les calculs concernant les adultes. Les dépenses du

---

<sup>75</sup> Les cas d'informations manquantes sur la distance et d'informations manquantes sur les caractéristiques du prestataire ne se cumulent pas complètement, parce que les informations sur la distance ont été collectées dans une section du questionnaire des communautés, différente de la section sur les informations touchant au prestataire. Tout particulièrement, il existait de nombreux cas de prestataires pour qui on disposait d'informations sur la distance mais pour qui, par contre, les données relatives aux caractéristiques ne pouvaient être utilisées ou mises en correspondance avec les données relatives au prestataire. Par conséquent, nous incluons des variables séparées pour les informations manquantes sur la distance et pour d'autres informations manquantes relatives au prestataire.

<sup>76</sup> Remarquons que la distance (ou plus précisément le temps de déplacement) apparaît aussi de façon implicite dans le modèle des adultes, à travers le calcul des coûts d'opportunité.

ménage par tête n'ont pas d'effets directs sur la décision de rechercher des soins pour les enfants. A la différence des adultes, la durée de la maladie n'affecte pas le choix des soins. D'un autre côté, l'existence d'un plus grand nombre d'adultes du ménage a généralement pour effet d'augmenter la vraisemblance d'un type de soins donné, par rapport au non-soins/soins informels. Ceci, peut-être parce que plus les ménages comptent d'adultes, plus il y a des chances pour que l'un d'entre eux emmène l'enfant malade dans un centre de santé. Selon une autre alternative, comme de tels ménages comptent un nombre potentiellement plus grand de personnes touchant un revenu, les coefficients pour les adultes peuvent refléter les effets de ressources plus nombreuses au sein du ménage.

La scolarisation du chef de ménage a aussi des effets positifs sur la recherche de soins, par rapport à pas de soins du tout. Ceci peut-être parce que le fait pour les chefs de famille (ou parents) d'être instruits, les rend plus susceptibles d'apprécier les avantages de se faire traiter; d'un autre côté, comme pour le nombre d'adultes, les calculs peuvent refléter une association positive du revenu du ménage avec l'éducation scolaire du chef de ménage.<sup>77</sup> Enfin, comme pour les adultes, nous ne trouvons pas de biais lié au genre dans les décisions de faire traiter les enfants malades.

## **D. Simulations de politiques**

### **1. Des hausses des frais chez les prestataires publics**

Pour l'échantillon d'adultes, deux scénarios sont retenus : une hausse de 1 000 Fmg des coûts de consultation dans les centres de santé de base, et une hausse du même montant des coûts chez tous les prestataires publics, autrement dit, aussi bien pour les centres de santé de base que pour les hôpitaux.<sup>78</sup> Cette dernière simulation est pertinente car le gouvernement peut souhaiter de maintenir l'uniformité des prix (tout en les relevant) pour des services similaires dans tous les types d'infrastructures sanitaires de gestion publique. De plus, une politique en cours de considération à Madagascar porte sur l'extension aux médicaments, de la taxe sur la valeur ajoutée (TVA). Ceci aura comme impact d'augmenter les coûts effectifs de traitement dans les infrastructures publiques, car aussi bien les hôpitaux que les prestataires de services de base sont susceptibles de prescrire les mêmes médicaments pour une maladie donnée.

Les tableaux pour ces simulations ont le même format que ceux des simulations de scolarisation, sauf qu'un aspect supplémentaire devrait être mentionné. Les probabilités initiales de consultation, selon les prévisions, ainsi que les changements de probabilités, présentés dans les tableaux ne sont pas conditionnées par le fait d'être malade. Autrement dit, elles montrent la moyenne du quartile pour les taux de consultation chez les adultes et les changements que ces taux subissent,

---

<sup>77</sup> Il serait intéressant d'inclure l'éducation scolaire de chacun des parents dans les modèles. Malheureusement, l'EPM n'a collecté d'informations relatives à l'éducation scolaire de la mère et du père que pour les sujets âgés de plus de 4 ans, donc ces données sont absentes pour les très jeunes enfants.

<sup>78</sup> Remarquons que les dispensaires, qui font partie des prestataires inclus dans la catégorie des services de base, peuvent être aussi bien privés que publics.



non pas les mesures équivalentes définies sur le seul échantillon d'adultes malades (remarquons que les changements proportionnels dans les probabilités/taux de consultation seront les mêmes d'une manière ou d'une autre). Tandis qu'il pourrait paraître naturel de conditionner sur le sous-échantillon de malades puisque seules les personnes malades ont besoin de soins curatifs, un problème, comme il a été observé, lié au fait que la vraisemblance de maladies auto-déclarées est fonction du niveau du revenu. Comme les pauvres sont, pour des raisons subjectives, moins susceptibles de déclarer une maladie, d'après l'échantillon, ne regarder que la proportion de personnes de l'échantillon se déclarant elles-mêmes malades et recevant des soins pourra conduire à un gonflement trompeur des avantages reçus par les pauvres - non pas juste en termes per capita, mais aussi en termes de proportion de personnes réellement malades (mesurées de manière objective) recevant des soins. Par conséquent, l'approche inconditionnelle donne probablement un indicateur plus fiable de la répartition des services de soins curatifs.<sup>79</sup>

La cinquième colonne du Tableau 29 montre le point de pourcentage de réductions dans les probabilités de consultation d'adultes pour de soins de base, à partir d'une hausse de 1 000 Fmg du coût de la visite dans les services de santé de base.<sup>80</sup> Les réductions de probabilité sont deux fois plus importantes pour le quartile le plus pauvres que pour le quartile le plus riche (souvenons-nous du modèle dans les calculs logit de prix). Ces changements paraissent dans l'ensemble très petits, mais il faudrait garder présent à l'esprit le fait qu'ils sont établis d'après le calcul des moyennes des observations relatives à tous les adultes de chaque quartile, et non pas les malades seulement. En raison de l'importance des réponses de substitution les réductions dans l'ensemble des probabilités de soins formels sont beaucoup moins sévères (deux dernières colonnes) mais toujours fortement biaisée contre les quartiles inférieurs, aussi bien en termes de changements absolus que proportionnels dans les probabilités de consultation.

Le Tableau 30 montre les effets d'une hausse simultanée de 1 000 Fmg des frais dans les hôpitaux et chez les prestataires de services de santé de base. Dans ce tableau, ces catégories sont combinées ("prestataires publics"). Les réductions dans les probabilités de consultation des adultes dans les infrastructures publiques sont très significatives en termes proportionnels, et, comme dans la simulation précédente,

<sup>79</sup> Obtenir les mesures souhaitables est une simple question de réduction à une moindre échelle des probabilités conditionnelles estimatives de soins, et le changement dans les probabilités, soit à la probabilité de se trouver dans l'échantillon des personnes malades. En définissant MALADE et SOINS<sub>j</sub> comme étant des indicateurs 0,1 de maladies et de soins auto-déclarés chez le prestataire j, la probabilité inconditionnelle de consultation chez le prestataire j est  $\text{Prob}(\text{SOINS}_j | \text{MALADE}=1) * \text{Prob}(\text{MALADE}=1)$ . Le premier terme est la probabilité conditionnelle de soins chez le prestataire j et dérive directement du modèle logit emboîté, lequel, comme la plupart de calculs semblables, est réalisé sur le seul sous-échantillon de personnes malades (voir Dow, 1995 pour une exception). Le deuxième terme est tout simplement le taux spécifique des maladies déclarées pour le quartile.

<sup>80</sup> Les changements inconditionnels dans la probabilité, dont fait état le tableau sont calculés comme étant  $[\text{sign} \dots \text{Prob}(\text{SOIN}_j | \text{MALADE}=1) / \text{sign} \dots P_j] * \text{Prob}(\text{MALADE}=1)$  où  $P_j$  est le coût du prestataire j. Ceci devrait être interprété comme montrant un effet inconditionnel à court terme d'un changement de prix sur la demande de soins curatifs auprès du prestataire j - inconditionnel parce que défini sur l'échantillon entier (du quartile) d'adultes, et à court terme parce que des effets de longue durée d'un changement de prix sur la probabilité de maladies ne sont pas pris en considération. Ces calculs, comme les estimations elles-mêmes, supposent une indépendance statistique (en termes de non observables) dans la probabilité de maladies et la décision de rechercher un traitement quand survient la maladie, c'est-à-dire en l'absence de biais de sélectivité.

plus considérables pour les personnes appartenant aux quartiles inférieurs. La baisse proportionnelle des consultations dans les infrastructures publiques est de -0,49 pour le quartile le plus pauvre, contre seulement -0,16 pour le quartile le plus riche, ce qui implique un changement non négligeable de l'incidence des avantages liés aux services de santé publique (mesurés ici en termes d'indicateur binaire de consultation) en faveur des riches. Les hausses de la demande de services sanitaires privés ne sont pas suffisantes à prévenir les baisses significatives dans l'ensemble des probabilités de soins. Pour l'ensemble de l'échantillon, on observe une réduction proportionnelle de 21%. Pour l'échantillon d'adultes malades, ceci correspond à une réduction de la probabilité moyenne de soins, de 28% à 22%. A nouveau, les réductions dans les probabilités de soins, aussi bien en termes absolus qu'en termes proportionnels, sont plus importantes pour le quartile le plus pauvre.

Ces simulations suggèrent que même des hausses modérées des coûts dans les infrastructures sanitaires publiques auront de effets fortement négatifs sur les probabilités pour les adultes de rechercher des services de soins curatifs, et de plus, auront des conséquences indésirables au plan de la répartition. Toutefois, une précaution est à prendre dans l'interprétation des résultats, en raison de la manière dont les coûts ont été imputés. Les coûts d'opportunité constituent la principale composante du coût par visite. Comme il a été discuté plus haut, l'évaluation de ces coûts implique un certain nombre de suppositions possibles inexactes. Ces défaillances sont communes dans la littérature, mais ceci ne devrait pas conduire à les écarter.

Si nous nous tournons vers l'échantillon des enfants, le Tableau 31 porte sur les effets d'une hausse de 1 000 Fmg du coût par visite dans les centres de santé de base. La réduction moyenne dans les probabilités de soins de base per capita est d'environ 0,6% points de pourcentage, ce qui équivaut à une baisse proportionnelle de 22%. On n'observe pas de variation notable par quartile de dépenses dans les changements proportionnels de la demande (d'où le faible changement dans l'incidence des soins de base); rappelons-nous que le prix a été entré linéairement dans le modèle logit, écartant ainsi les variations de la sensibilité vis-à-vis des prix à travers la répartition des dépenses. La réduction proportionnelle moyenne dans l'ensemble de la demande de soins formels à partir de cette hausse de prix est de 6% (dernière colonne). Nous voyons de toute évidence de différences dans les changements de l'ensemble des probabilités de soins, en dépit du recours à la spécification linéaire des prix : on observe une réduction proportionnelle plus petite dans l'ensemble des soins pour le quartile le plus riche que pour les autres quartiles, ce qui reflète le fait que ce groupe est relativement plus susceptible d'opter pour des alternatives privées lorsque les frais dans les centres de santé de base subissent une augmentation. En général, les effets d'un changement de prix sont beaucoup plus petits que ce qui vient d'être constaté dans l'exercice équivalent pour les adultes, mais ceci peut refléter l'absence relative de variation de la variable des prix pour cet échantillon.

## **2. L'expansion du secteur privé de services de santé**

Cette simulation procède d'après les mêmes directives que pour l'analyse de l'éducation scolaire. Les probabilités pour chacun des choix de services de santé sont recalculées selon la supposition que l'alternative pour des services privés existe au

sein de toutes les communautés, les nouveaux prestataires privés présentant alors les mêmes caractéristiques que les prestataires existants. Les résultats pour les adultes et les enfants sont présentés au Tableau 30. Un développement du secteur de prestataires privés ne s'accompagne que d'effets modérés sur l'ensemble des probabilités de soins. Ceci peut être mieux apprécié en regardant les probabilités conditionnelles, en tenant compte des difficultés liées à cette mesure, comme il a été observé plus haut. Les probabilités initiales moyennes pour les soins formels sont de 0,28 pour les adultes malades et de 0,34 pour les enfants malades. En conséquence du développement du secteur de prestataires privés, les probabilités conditionnelles de soins connaissent une augmentation de tout juste 1,3 et 1,9 points de pourcentage, ce qui équivaut à des hausses proportionnelles de 5% et 6% respectivement pour les adultes et pour les enfants. Les répartitions entre les soins publics et privés changent en faveur de ces derniers, mais dans une moindre proportion par rapport à ce qui a été observé dans la simulation de l'éducation primaire.

Par conséquent, une recrudescence de prestataires privés relativement chers (catégorie composée principalement de médecins privés) n'améliorerait pas de façon significative l'accès aux services de soins curatifs dans les zones rurales. Ce résultat de simulation n'a rien de surprenant. Comme il a été mentionné auparavant, l'absence de prestataires privés dans nombre de communautés pauvres reflète sans nul doute en grande partie l'absence de demande pour ces formes plus coûteuses de soins. Il s'ensuit qu'un développement du secteur des prestataires privés jusque dans ces zones, au moins aux prix actuels, ne devrait pas altérer radicalement les niveaux et le modèle des traitements.

## **E. La demande de services de santé : sommaire et implications de politique**

Les calculs rendus par les modèles de choix du prestataire de services de santé montrent, premièrement, qu'en général les ménages sont sensibles au coût des soins. Pour les adultes, des coûts plus élevés des soins hospitaliers et des services de santé de base ont pour effet de réduire la demande de ces options, et de réduire l'ensemble de la demande de services de soins formels. S'agissant des enfants, des coûts plus élevés pour les soins de base ont pour résultat de réduire la demande pour cette alternative et pour les soins formels en général, bien que les baisses soient plus faibles pour les adultes.

Comme il a été souligné plus haut, en ce qui concerne les modèles pour les adultes et les modèles pour les enfants, les variables du coût du prestataire utilisées pour évaluer les effets-prix ne sont pas exemptes de problèmes. En gardant présent à l'esprit ces lacunes marquant les données, nous dirions en conclusion que les politiques décidant la réduction du coût de traitement dans les infrastructures sanitaires publiques causeront la baisse de l'utilisation des services de santé. Une certaine substitution des prestataires publics par des prestataires privés aura lieu en réponse aux hausses de prix, mais ceci ne sera pas une procédure propre à prévenir une nette baisse des taux d'ensemble des traitements (publics et privés). Pour les adultes, les réductions de l'ensemble des soins sont significatifs même à partir d'une hausse modérée de 1 000 Fmg du coût par visite, tout particulièrement si la hausse de prix est imposée aussi bien dans les hôpitaux publics que dans les centres de santé de base.

En outre, au moins en ce qui concerne les adultes (pour qui nous avons pu évaluer un modèle de demande plus flexible), les réductions absolues et proportionnelles des probabilités de soins formels s'avèreraient plus fortes chez les pauvres. Ceci reflète une plus grande sensibilité estimative aux prix, au niveau des revenus inférieurs du modèle logit emboîté.

Comme il a été observé plus haut, une politique en cours de considération visant à une hausse du coût des traitements porte sur l'extension de la TVA (taxe sur la valeur ajoutée) aux médicaments. Nous ne disposons pas d'informations directes, tirées de l'enquête, sur les coûts de la médication par maladie ou par prestataire. Toutefois, une hausse des prix des médicaments aurait pour effet d'augmenter le coût général du traitement auprès de n'importe quel prestataire public. Comme nous l'avons vu dans le cadre de la simulation sur un échantillon d'adultes d'une hausse simultanée des coûts dans les hôpitaux et les centres de santé de base, les réductions de l'utilisation de ces services pourraient s'avérer substantielles. Il est évident que l'objectif poursuivi par l'imposition d'une taxe est d'augmenter les recettes publiques. Toutefois, les politiciens ont besoin de prendre conscience des effets négatifs potentiels de mesures semblables sur l'utilisation des services de santé, ce qui est supposé impliquer des réductions de l'état de santé de la population. Nos résultats montrent que l'utilisation de ces services subira des baisses, et que les baisses seront plus considérables parmi la population pauvre. Même là où les réductions des soins généraux ne sont pas grandes (comme pour l'échantillon des enfants), elles devront néanmoins être évaluées par rapport aux avantages fiscaux.

Une autre découverte intéressante la politique est que, pour les enfants, la distance jusqu'aux centres de santé de base a un effet fortement négatif sur la probabilité de consulter ce type de prestataire. En fait, ceci est le cas aussi bien des adultes, puisque la distance (ou bien plutôt le temps de déplacement, avec lequel elle est en corrélation) représente un élément important des coûts chez l'adulte. Des investissements en infrastructures sanitaires nouvelles dans les zones rurales feront par conséquent augmenter l'accès et l'utilisation des services de santé. D'un autre côté, on peut voir dans les résultats un symptôme de la pauvreté du système de transport, qui rend difficile le déplacement jusqu'aux prestataires là où ils sont actuellement localisés. Des investissements dans la construction de routes peut par conséquent engendrer des avantages inattendus au plan de l'utilisation des services de santé et de l'état de santé de la population, en plus des effets plus évidents sur les revenus agricoles.

Enfin, nous avons simulé une extension du réseau des prestataires privés jusque dans les communautés rurales qui ne sont pas actuellement desservies par ce type de prestataires. En admettant que ces nouveaux prestataires présentent les mêmes caractéristiques que les prestataires existants, en ce qui concerne la qualité et le coût des prestations, une telle expansion aurait peu d'effet sur le niveau général de la demande de services de soins curatifs.



## 6. RESUME ET CONCLUSIONS

### **1. Les pauvres de Madagascar et ceux qui vivent en zone rurale sont moins susceptibles d'inscrire leurs enfants à l'école ou rechercher pour ces derniers des soins lorsqu'ils tombent malades, que les riches et ceux qui vivent en zone urbaine.**

Les écarts qui existent entre les riches et les pauvres sont prévisibles; c'est la dimension de la disparité, du moins en matière d'éducation scolaire, qui mérite d'être soulignée. 33% seulement des enfants de l'âge de l'enseignement primaire, dans le quintile de dépenses le plus pauvre, fréquentent l'école, comparés à 72% pour le quintile supérieur. La disparité est encore plus grande en ce qui concerne les inscriptions dans l'enseignement secondaire. Les différences entre riches et pauvres pour ce qui est de la vraisemblance à rechercher des soins lorsqu'il y a maladies ou dommages corporels sont faibles ; 34% pour le quintile le plus bas, contre 45% pour le quintile supérieur. Toutefois, comme les pauvres ont, en premier lieu, moins tendance à déclarer qu'ils sont malades, la différence entre les quintiles du bas et du sommet, pour ce qui est du nombre de personnes qui ont recours aux soins suratifs, est plus grande que ne l'indiquent ces chiffres.

Les différences rural-urbain sont aussi considérables, et reflètent les revenus plus élevés des ménages urbains ainsi que l'accès plus facile aux services dans les zones urbaines. Le taux d'inscription de l'enseignement primaire pour les enfants de la population rurale représente moins de 60% du taux pour les enfants de la population urbaine, et les différences sont encore plus grandes en ce qui concerne l'enseignement secondaire. Les résidents ruraux sont beaucoup moins susceptibles que les habitants des zones urbaines de rechercher des soins en cas de maladie : les pourcentages moyens de personnes malades consultant un prestataire sont de 34% et 53% respectivement, pour les zones rurale et urbaine.

Comme les ménages ruraux sont en général plus pauvres, une stratégie de ciblage des dépenses publiques d'éducation et de santé en faveur des zones rurales seraient progressives, c'est-à-dire qu'elles avantageraient de façon disproportionnée les pauvres. Toutefois, aussi bien en zone rurale qu'urbaine, il existe des disparités significatives en matière de revenu et d'utilisation des services d'éducation et de santé par les pauvres et les personnes aisées. Par conséquent, les inégalités d'accès aux services, dans les zones rurales (de même que dans les zones urbaines) doivent être reconnues et abordées par voie politique.

### **2. Les services publics ne ciblent pas bien les pauvres**

Les conclusions de notre analyse limitée, sur l'incidence sociale des services d'éducation et de santé, suivent la logique des analyses antérieures. A l'exception de l'enseignement primaire, l'incidence des services publics d'éducation et de santé est actuellement régressive par tête. Autrement dit, le nombre d'inscriptions dans l'enseignement public et celui des consultations pour des soins curatifs par personne sont plus élevés pour les quintiles supérieures que pour les quintiles inférieurs, souvent à l'extrême (comme pour l'enseignement secondaire et

l'enseignement universitaire). La répartition même de l'enseignement primaire publique n'est pas bien ciblée vers les Malgaches les plus pauvres vu que sa progressivité par tête est seulement mitigée.

### **3. Les charges financières associés à la scolarisation d'un enfant et au traitement d'une maladie sont plus élevées pour les ménages pauvres.**

Qu'il soit fait recours à des prestataires publics ou privés, les riches paient plus en termes absolus (en Fmg) pour inscrire un enfant à l'école et traiter une maladie. Toutefois, lorsqu'elles sont mesurées par rapport aux ressources du ménage, ces charges sont en général substantiellement plus lourdes pour les ménages pauvres. Autrement dit, les pauvres paient plus sous forme de part de dépenses du ménage par tête, pour inscrire un enfant à l'école primaire, et les coûts de traitement d'une maladie en tant que fraction des dépenses mensuelles totales du ménage sont aussi plus élevés pour les ménages les plus pauvres. Ces parts de dépenses du ménage par tête ne sont pas très élevées, même pour les pauvres, mais pour diverses raisons, les coûts établis ont tendance à être bien au-dessous des coûts totaux de scolarisation ou des services de santé.

### **4. Qualité inférieure des prestataires de services d'éducation et de santé en zone rurale.**

Les problèmes de basse qualité des services publics d'éducation et de santé à Madagascar sont déjà largement reconnus. Les données sur les écoles primaires et les prestataires de santé en zone rurale, résultant de l'enquête des communautés sous l'EPM, fournissent des preuves supplémentaires des conditions déplorables qui prévalent dans ces secteurs. De forts ratios enseignant-élèves et de partage de salles de classes par plusieurs classes sont la norme dans les écoles primaires publiques. Les indicateurs pour l'infrastructure révèlent que les écoles sont en état de décrépitude. Les alternatives pour l'enseignement primaire privé, lorsqu'elles existent, ont tendance à l'emporter de loin en ce qui concerne ces attributs d'infrastructure. A titre d'exemple, l'état des bâtiments scolaires, qui est déclaré "bon" et "moyen" pour 87% des écoles privées, l'est pour seulement 40% des écoles publiques.

En ce qui concerne les prestataires de santé privés, les données de l'enquête des communautés sont en accord avec les rapports intéressant les problèmes de disponibilité de médicaments dans le système de services de santé publics. Les antibiotiques gratuits, les vaccins, et les médicaments de traitement du paludisme sont typiquement disponibles seulement en temps partiel auprès des infrastructures de santé publiques (hôpitaux et centres de santé de base). Ce défaut d'approvisionnement adéquat dans les infrastructures publiques représente une contrainte pour leur capacité à améliorer l'état de santé de la population. Lorsqu'il n'y a pas de médicaments gratuits disponibles, les résidents ruraux doivent soit se passer de ces médicaments soit les acheter sur le marché privé (si tant est qu'il s'en trouve); toutefois, les médicaments aux prix du marché sont à n'en pas douter plus chers que ne peuvent se le permettre nombre de ménages pauvres. Les données relatives aux indicateurs d'infrastructure révèlent pareillement l'existence de contraintes sur la prestation effective de services de santé par les prestataires publics, tout particulièrement pour les centres de santé de base. Seulement 22% de ces

centres sont dotés d'électricité; 43% ont un réfrigérateur, et seulement un quart d'entre eux ont l'eau courante. Les chiffres ont meilleure mine, s'agissant des hôpitaux, mais sont encore loin d'être satisfaisants.

##### **5. Les ménages - tout particulièrement les ménages pauvres - sont sensibles aux changements que subissent les coûts des services.**

Les résultats économétriques, qui sont sujettes à plusieurs réserves importantes au plan de la méthodologie et des données, montrent que la sensibilité aux prix est modérée en moyenne pour l'enseignement primaire (tout particulièrement l'école primaire publique) et forte en ce qui concerne les services de santé. S'agissant des services de santé, du moins pour les adultes, l'imposition de frais d'utilisation même modérés (ou l'instauration de légères hausses dans les frais actuels) au sein des infrastructures sanitaires publiques peut conduire à des baisses substantielles des consultations auprès des prestataires de services de santé formels, même lorsqu'on tient compte de la substitution vers le secteur privé. En ce qui concerne les écoles primaires publiques, d'un autre côté, la sensibilité estimative moyenne aux changements de coûts est suffisamment faible pour suggérer que les frais de scolarité peuvent subir une hausse modérée sans pour autant conduire à de grandes baisses dans la moyenne des inscriptions de l'enseignement primaire public ou de l'enseignement primaire en général.

Toutefois, ce qui vient d'être dit fait référence à la *moyenne* des changements touchant les inscriptions scolaires (et les consultations dans les services de santé). Répliquant un modèle commun, les calculs pour l'enseignement primaire et l'utilisation des services de santé par les adultes montrent que les pauvres sont plus sensibles que les non-pauvres aux changements de prix. Des hausses simulées des frais pour les services publics se sont soldées par des baisses plus grandes des points de pourcentage dans les probabilités d'inscription des enfants à l'école primaire, et des taux de consultation des adultes auprès des prestataires de services de santé. Parce que des hausses de frais mènent également à des réductions proportionnelles plus grandes de la demande chez les pauvres, l'incidence de ces services deviendra moins progressive (ou plus régressive) qu'initialement, autrement dit, elle sera moins bien ciblée vers les pauvres.

Compte tenu des manques à gagner en terme de recettes publiques, il est hautement nécessaire de trouver des moyens de financement de remplacement pour les services sociaux. Ces moyens comprennent les hausses de frais pour les services d'éducation et de santé, ainsi qu'une proposition récente d'étendre la taxe sur la valeur ajoutée (TVA) aux médicaments. Bien que ces visées soient importantes et nécessaires, les politiciens doivent prendre conscience des conséquences adverses potentielles susceptibles d'accompagner les efforts de recouvrement des coûts sur l'utilisation des services d'éducation et de santé en général, et par les pauvres tout particulièrement.

##### **6. Les améliorations qualitatives dans les écoles primaires publiques auront des effets pro-pauvres importants sur les inscriptions de l'enseignement primaire.**

Nos calculs pour le choix de l'école primaire montrent que les parents des zones rurales sont plus enclins à inscrire leurs enfants dans une école publique quand la qualité, représentée par les données relatives aux caractéristiques de l'école selon



nos séries de données sur les communautés, est supérieure. Les calculs confirment la croyance que la qualité inférieure et en voie de déclin des écoles a été un facteur des graves baisses d'inscription de l'enseignement primaire à Madagascar au cours de ces dernières années. Les simulations d'améliorations qualitatives dans les écoles publiques montrent que ces améliorations conduiront à des gains importants d'inscription dans les écoles publiques et dans l'enseignement primaire en général. En ce qui concerne les préoccupations d'équité, les taux d'inscription des enfants au plus bas échelon de la répartition des dépenses du ménage, augmenteront au moins autant, et en général plus, que chez les enfants de l'échelon supérieur de la répartition. En termes proportionnels, les gains sont beaucoup plus grands pour les pauvres. C'est le cas des inscriptions dans l'enseignement public tout particulièrement, et des inscriptions de l'enseignement primaire dans l'ensemble.

Les simulations ont porté sur un échantillon à dominance rurale. Les ménages urbains sont en moyenne plus riches que les ménages ruraux, et profitent probablement d'écoles publiques de meilleure qualité. Selon une conclusion raisonnable, basée sur la sensibilité des parents à la question de qualité démontrée par les calculs du modèle, des améliorations qualitatives dans les écoles, ciblant les zones rurales, ou plus généralement les zones où la qualité des écoles est la plus basse, avantageront d'une façon disproportionnée les pauvres de Madagascar.

Des simulations supplémentaires ont eu pour objet de savoir dans quelle mesure des améliorations qualitatives dans les écoles publiques pourraient être financées par les ménages eux-mêmes, par le biais de hausses des frais de scolarité. Ces simulations ont montré la série de combinaisons faisables de recouvrement de coûts et de hausses des inscriptions pour une amélioration qualitative particulière. Il s'en dégage effectivement quelque perspective de financement des améliorations qualitatives des écoles par l'instauration de frais à l'utilisateur. Par exemple, si l'on élimine la pratique du partage des classes, les frais annuels pourraient être augmentés de 5 000 Fmg sans pour autant réduire la moyenne des inscriptions aux niveaux d'avant les améliorations. Toutefois, comme la demande (ou les inscriptions) est, chez les pauvres, plus sensible aux changements de prix, la politique de recouvrement des coûts appropriée serait celle qui instaure des hausses de frais différentielles - autrement dit, une discrimination de prix - dans laquelle les frais subissent une hausse plus élevée pour les non-pauvres (qu'il s'agisse des individus ou des communautés) que pour les pauvres.

## **7. L'expansion des secteurs privés d'éducation et de santé ne comblera pas les écarts qui caractérisent la prestation de services publics**

Actuellement, les alternatives privées aux services publics, pour l'éducation et la santé, sont utilisées de façon disproportionnée par les ménages plus aisés - ce qui est là un modèle commun. Les frais et les dépenses connexes pour les alternatives privées d'éducation et de santé représentent typiquement plusieurs fois le coût du service public correspondant. Cependant, au vu des ressources limitées qui rendent difficile un plus grand développement des infrastructures publiques, et de services publics souffrant d'une évidente déficience qualitative de même, il vaut la peine de tenter d'évaluer si un secteur privé plus développé serait à même de compenser les défaillances des prestations du secteur public.

Les résultats de notre simulation suggèrent que le secteur privé ne pourra remplir cette fonction avec facilité. Même une expansion majeure des prestataires privés (qui se ferait tout en maintenant les niveaux de frais actuels) ne conduira pas à de grands changements dans les taux d'ensemble (secteur public et secteur privé) des inscriptions du primaire ou des consultations pour soins curatifs, et de tels changements, si tant est qu'ils aient lieu, ne favoriseront pas particulièrement les pauvres. Les effets simulés sont particulièrement petits dans le cas des services de santé. Dans le cas de l'école primaire, la simulation soutient une autre hypothèse concernant l'expansion du secteur privé : que le service *public* (les inscriptions de l'enseignement public) deviendront mieux ciblées vers les pauvres. C'est ce qui arrive parce que les ménages riches sont les plus enclins à se tourner vers les nouvelles alternatives privées. Il est très important d'observer, cependant, que l'amélioration de l'incidence de l'enseignement public a lieu dans un contexte de stagnation de l'équité éducationnelle en général (éducation publique et privée).

Pour que le secteur privé ait un impact plus significatif, des subventions gouvernementales plus substantielles seraient certainement nécessaires pour que les prestataires privés puissent trouver qu'il vaut la peine d'atteindre les zones rurales non desservies tout en offrant leurs services à des tarifs suffisamment bas pour attirer les consommateurs pauvres. La question clé est, bien entendu, de savoir si une telle politique d'appui gouvernemental équivaldrait à une utilisation rationnelle des fonds publics peu abondants d'éducation et de santé; elle ne pourrait se justifier que s'il est établi que la qualité des prestataires privés est clairement supérieure à la qualité des prestataires publics, ou qu'elle constituerait un usage des fonds publics plus efficace que l'amélioration de la qualité des infrastructures publiques existantes. Au moins en ce qui concerne l'enseignement public, les impacts estimatifs importants des changements au niveau des indicateurs de qualité des écoles publiques soulèvent le doute quant à ce dernier point. Bien entendu, une évaluation totale de chacune des deux stratégies - investir dans la qualité des améliorations ou encourager le secteur privé (c'est-à-dire par le biais de subventions) - nécessiterait une collecte d'informations sur leurs coûts relatifs respectifs.

## **8. Les inscriptions dans l'enseignement secondaire en zone rurale sont tributaires du manque d'accès aux écoles.**

Actuellement, seulement un quart des communautés des zones rurales sont dotées d'une école secondaire locale du premier cycle; la distance moyenne jusqu'à l'école secondaire la plus proche est de 15 kilomètres (c'est 41 kilomètres pour les écoles secondaires du second cycle). Seulement environ un cinquième des communautés enquêtées sont desservies par une route pavée. Les calculs des déterminants des inscriptions de l'enseignement secondaire soulignent le rôle important joué par la localisation de ces écoles et des facteurs liés à l'infrastructure de transport, dans les décisions des ménages à inscrire leurs enfants à l'école secondaire. La distance jusqu'à l'école secondaire a des effets négatifs et positifs très forts, respectivement, sur la vraisemblance qu'un élève ayant achevé ses études primaires poursuive dans l'enseignement secondaire. Les simulations montrent que le fait de construire plus d'écoles secondaires (autrement dit, les rendre plus proches) et améliorer le réseau des transports, résultera en des avantages substantiels pour les inscriptions du secondaire dans les zones rurales.

En fait, les difficultés d'accès exercent un effet préventif significatif sur l'utilisation, pour tous les services sociaux analysés dans le présent rapport. La distance jusqu'aux écoles publiques les plus proches a un effet négatif sur la probabilité de fréquentation de l'école primaire. De la même manière, la distance jusqu'aux centres de santé de base a un impact négatif sur les consultations dans ces infrastructures, s'agissant des enfants, et la distance (par son association avec les coûts d'opportunité des soins) diminue également les consultations dans les hôpitaux et les centres de santé de base, s'agissant des adultes. Ces résultats ne sont pas surprenants, compte tenu de l'état très déplorable des routes en zone rurale et du réseau des transports dans le monde rural de Madagascar en général. Par conséquent, il est probable qu'une politique d'investissements dans la construction d'écoles locales et d'infrastructures sanitaires *ou* une politique d'amélioration du réseau de transport - ou les deux - serviront à relever le taux d'inscription de l'enseignement primaire et de traitement des maladies chez les résidents ruraux.

### **9. Le genre ne joue pas, pour la plupart, un rôle dans la détermination de l'accès aux services d'éducation et de santé.**

L'absence générale de biais lié au genre a été observé dans l'analyse descriptive comme dans les évaluations de la demande de services d'éducation et de santé. Aussi bien en zone rurale qu'en zone urbaine, les filles et les garçons avaient les mêmes chances de fréquenter l'école primaire et d'être emmenés pour traitement en cas de maladie. De la même manière, la vraisemblance de recevoir un traitement était à peu près la même pour les hommes et les femmes malades. Les analyses économétriques de l'enseignement primaire et des services de santé ont confirmé ces résultats de recherche.

L'exception à cette absence de différences liées au genre - la raison de la précision "pour la plupart" - est l'éducation secondaire. Les données descriptives montrent qu'un peu moins de filles que de garçons sont inscrites dans les écoles secondaires. Les résultats économétriques montrent que parmi ceux qui ont achevé leurs études primaires, dans les zones rurales, les filles sont moins susceptibles que les garçons de poursuivre des études secondaires. Du point de vue strict de réduction de la pauvreté, ceci n'est que d'un intérêt quelque peu limité, parce que le petit nombre de résidents ruraux qui fréquente l'école secondaire sont concentrés parmi les ménages aisés. Néanmoins, les résultats sont importants. Ils suggèrent que les filles seront désavantagées sur le marché du travail, puisque l'accomplissement d'études secondaires augmente les chances de trouver un emploi dans le secteur formel et a aussi de grands effets positifs - plus grands que pour les études primaires - sur les salaires (P. Glick 1999). Et bien sûr, il est prévu que les inscriptions du secondaire reprendront l'expansion qui a été interrompue par la crise économique des années 1980. Pour assurer que les filles participent à égalité à cette expansion, une recherche supplémentaire est nécessaire pour connaître les raisons qui motivent les parents à avoir plus tendance à envoyer leurs fils plutôt que leurs filles à l'école secondaire.

### **10. Le revenu du ménage et l'éducation scolaire sont des déterminants importants des investissements consentis dans la santé et la scolarisation des enfants.**

Ce ne sont là en aucune façon des découvertes surprenantes - elles confirment ce qui a été observé par d'innombrables études sur les pays en voie de développement - mais elles méritent d'être rappelées. Le revenu du ménage, représenté dans les modèles par les dépenses per capita du ménage, a des effets particulièrement marqués sur la scolarisation primaire dans les zones rurales. Il est également un déterminant important du choix pour les prestataires publics ou les prestataires privés : en tenant compte d'autres facteurs, les ménages plus aisés ont plus tendance à inscrire leurs enfants dans des écoles primaires privées, et les adultes de ces ménages qui tombent malades sont plus susceptibles de rechercher un traitement auprès de prestataires de services de santé privés. Si les prestataires privés font valoir une qualité supérieure à celle des prestataires publics, ceci signifie que les gens aisés non seulement font un plus grand usage en général des services d'éducation et de santé, mais aussi qu'ils reçoivent des services de meilleure qualité. Le fait pour les parents d'avoir fait des études a des impacts forts sur la scolarisation des enfants dans le primaire ou le secondaire, et un degré plus grand de scolarisation au sein du ménage augmente la vraisemblance qu'un enfant malade recevra des soins.

Ces résultats font ressortir l'existence de synergies importantes dans les politiques pour réduire la pauvreté et élargir l'accès aux services d'éducation et de santé. La réduction de la pauvreté, en augmentant les revenus, fera augmenter les investissements du ménage en éducation et en santé. A leur tour, ces investissements, tout particulièrement les investissements dans la scolarisation, feront augmenter les futurs revenus. En outre, les politiques qui visent à augmenter aujourd'hui les taux d'inscription scolaire auront des effets positifs d'une génération à l'autre sur la scolarisation, en faisant augmenter les investissements que ces enfants feront, en fin de compte, lorsqu'ils seront devenus adultes, pour l'éducation de leurs propres enfants. Toutefois, l'autre face de la pièce de ce "cycle vertueux" est le cycle vicieux des inscriptions scolaires en baisse et des revenus en chute, qui conduisent à d'autres baisses de l'éducation (et de la santé), et partant, des revenus. De cette perspective, les baisses récentes des inscriptions dans l'enseignement primaire (et du secondaire) à Madagascar, et des baisses des revenus en général, n'annoncent rien de bon pour l'avenir de Madagascar. Ils fournissent un motif supplémentaire aux efforts de relèvement des inscriptions scolaires et des revenus.

**Tableau 1: Taux bruts et nets d'inscription et proportions d'inscriptions pour les filles et l'enseignement prive, par quintile de dépenses : pour l'ensemble de Madagascar**

	Quintile de dépenses					ensemble
	1 (+pauvres)	2	3	4	5 (+riches)	
<b>Primaire</b>						
Taux brut d'inscription <sup>a</sup>	0.48	0.70	0.75	0.87	1.08	0.73
Taux net d'inscription <sup>b</sup>	0.33	0.49	0.51	0.62	0.72	0.51
% filles <sup>c</sup>	0.5	0.51	0.5	0.49	0.5	0.50
% prive <sup>d</sup>	0.17	0.12	0.18	0.26	0.45	0.23
<b>Secondaire</b>						
Taux brut d'inscription <sup>a</sup>	0.03	0.07	0.10	0.23	0.49	0.17
Taux net d'inscription <sup>b</sup>	0.02	0.06	0.08	0.19	0.36	0.13
% filles <sup>c</sup>	0.45	0.45	0.44	0.5	0.48	0.48
% prive	0.38	0.18	0.27	0.35	0.53	0.42
<b>Universite</b>						
Taux brut d'inscription <sup>a</sup>	0.000	0.003	0.003	0.012	0.069	0.021
Taux net d'inscription <sup>b</sup>	0.000	0.003	0.002	0.005	0.038	0.011
% filles <sup>c</sup>	--	0.00	0.21	0.47	0.54	0.51

Remarques :

<sup>a</sup> Toutes les inscriptions par niveau d'enseignement (primaire, secondaire ou universite) divise par le nombre d'enfants d'age scolaire (age scolaire defini comme etant de 6-11 ans pour le primaire, 12-18 ans pour le secondaire, 19-24 pour l'universite)

<sup>b</sup> Le nb d'inscriptions d'enfants d'age scolaire divise par le nombre d'enfants d'age scolaire.

<sup>c</sup> Proportion de filles dans le nombre total d'inscriptions

<sup>d</sup> Proportion d'inscriptions pour l'enseignement prive

**Tableau 2: Taux d'inscription des zones rurale et urbaine, par quintile de dépenses**

	Rural			Urbain		
	1 (+pauvres)	5 (+riches)	ensemble	1 (+pauvres)	5 (+riches)	ensemble
<b>Primaire</b>						
Taux brut d'inscription	0.44	0.90	0.65	0.95	1.32	1.17
Taux net d'inscription	0.3	0.61	0.46	0.63	0.86	0.78
% filles	0.5	0.48	0.50	0.5	0.51	0.49
% prive	0.14	0.25	0.18	0.16	0.78	0.40
<b>Secondaire</b>						
Taux brut d'inscription	0.02	0.22	0.09	0.18	0.88	0.52
Taux net d'inscription	0.02	0.18	0.08	0.11	0.57	0.38
% filles	0.44	0.48	0.48	0.47	0.46	0.47
% prive	0.28	0.43	0.33	0.23	0.62	0.49

Remarques :

Les quintiles de dépenses sont calculés séparément pour les échantillons rural et urbain.

**Tableau 3: Taux bruts et nets d'inscription par province**

	ANTANANARIVO	FIANARANTSOA	TOAMASINA	MAHAJANGA	TOLIARY	ANTSIRANANAN
<b>Primaire</b>						
Taux brut d'inscription	0.91	0.55	0.80	0.69	0.47	1.02
Taux net d'inscription	0.63	0.40	0.54	0.49	0.32	0.65
<b>Secondaire</b>						
Taux brut d'inscription	0.26	0.12	0.12	0.17	0.09	0.26
Taux net d'inscription	0.20	0.09	0.10	0.12	0.08	0.19

**Tableau 4: Taux d'inscription par enfant et per capita pour l'enseignement public par niveau d'enseignement et quintile de dépenses : pour l'ensemble de Madagascar**

	Quintile de dépenses					ensemble
	1 (+pauvres)	2	3	4	5 (+riches)	
<b>Primaire</b>						
Taux d'inscription par enfar	0.278	0.421	0.426	0.465	0.38	0.388
Taux d'inscription per capit:	0.089	0.129	0.103	0.098	0.066	0.097
<b>Secondaire</b>						
Taux d'inscription par enfar	0.015	0.047	0.061	0.125	0.172	0.08
Taux d'inscription per capit:	0.003	0.01	0.012	0.023	0.034	0.017
<b>Universite</b>						
Taux d'inscription par enfar	0.0000	0.0026	0.0019	0.0052	0.0377	0.0111
Taux d'inscription per capit:	0.0000	0.0002	0.0003	0.0016	0.0093	0.0023

Remarques:

<sup>a</sup> Taux d'inscription de l'enseignement public pour les enfants d'age scolaire

<sup>b</sup> nombre d'inscriptions de l'enseignement public divise par le nombre d'individus (de tous ages) du quintile : pour l'ensemble de Madagascar



**Tableau 5 : Dépenses scolaires médianes annuelles du ménage par élève par type d'école et quintile de dépenses**

	Quintile de dépenses					ensemble
	1 (+pauvres)	2	3	4	5 (+riches)	
<b>Primaire</b>						
Public:						
Dépenses scolaires	4,717	5,988	6,173	10,000	14,352	7,453
En tant que % des dépenses du ménage per	0.046	0.036	0.028	0.030	0.027	0.032
Privé:						
Dépenses scolaires	10,101	11,363	15,732	32,407	56,019	33,230
En tant que % des dépenses du ménage per	0.103	0.068	0.075	0.111	0.083	0.085
<b>Secondaire</b>						
Public:						
Dépenses scolaires	18,557	21,593	21,803	26,791	36,598	29,764
En tant que % des dépenses du ménage per	0.146	0.131	0.102	0.086	0.061	0.081
Privé:						
Dépenses scolaires	23,430	26,087	58,800	50,000	73,711	66,598
En tant que % des dépenses du ménage per	0.221	0.158	0.252	0.149	0.110	0.132

**Tableau 6 : Taux de maladies/blessures et traitement par quintile de depenses: pour l'ensemble de Madagascar**

	Quintile de depenses					ensemble
	1 (+pauvres)	2	3	4	5 (+riches)	
Pourcentage declarant une maladie ou des blessures recentes	0.10	0.13	0.14	0.15	0.17	0.14
<i>dont</i> : Pourcentage consultant un prestataire de sante	0.34	0.32	0.34	0.41	0.45	0.38
<i>dont</i> : Pourcentage consultant <sup>a</sup> :						
Soins formels :						
Hopital	0.36	0.17	0.19	0.21	0.18	0.21
Centre de Sante de Base <sup>b</sup>	0.36	0.55	0.52	0.48	0.39	0.46
Medecin, clinique privee, ou pharmacie	0.14	0.15	0.22	0.20	0.35	0.23
Tous soins formels	0.85	0.87	0.93	0.88	0.92	0.90
Soins informels (Guerisseurs traditionels)	0.15	0.13	0.07	0.12	0.08	0.10

remarques :

<sup>a</sup> fait reference au premier type de traitement recherche

<sup>b</sup> Inclut les *dispensaires, postes sanitaires, postes d'infirmierie, et CSSP.*

**Tableau 7: Taux et types de traitement d'individus malades/blessés par zone et quintile de dépenses**

	Rural			Urbain		
	1 (+pauvres)	5 (+riches)	ensemble	1 (+pauvres)	5 (+riches)	ensemble
consultant un prestataire de services de santé	0.33	0.37	0.34	0.38	0.61	0.53
<i>dont</i> : Pourcentage consultant :						
Soins formels :						
Hopital	0.40	0.19	0.20	0.36	0.17	0.22
Centre de Santé de Base	0.34	0.41	0.48	0.34	0.35	0.38
Medecin, clinique privée, ou pharmacie	0.10	0.29	0.19	0.25	0.45	0.35
Tous soins formels	0.85	0.89	0.88	0.96	0.98	0.95
Soins informels (Guerisseurs traditionnels)	0.15	0.12	0.12	0.05	0.03	0.05

Remarques :

Les quintiles de dépenses sont calculés séparément pour les échantillons rural et urbain.

**Tableau 8 : Taux d'utilisation per capita des services de sante par type de prestataire et quintile de depenses**

	Quintile de depenses					ensemble
	1 (+pauvres)	2	3	4	5 (+riches)	
Public <sup>a</sup> :						
Hopital	0.012	0.008	0.010	0.013	0.015	0.011
Centre de Sante de Base	0.012	0.026	0.025	0.029	0.034	0.025
Total public	0.025	0.033	0.035	0.041	0.049	0.037
Prive (soins formels) <sup>b</sup>	0.005	0.007	0.010	0.013	0.029	0.013

**Remarques :**

Fait reference au premier type de traitement recherche.

Montre le nombre d'individus recherchant des soins curatifs ou non-curatifs, en tant que pourcentage du nombre total de personnes du quintile (malades ou non).

(Exclut les soins pre et post-nataux et les vaccinations des enfants)

<sup>a</sup> Comprend (ensemble des soins de base) *les dispensaires*, qui peuvent etre prives ou publics.

<sup>b</sup> Medecin prive, clinique, pharmacie

**Tableau 10: Enfants de 6-12 ans : Taux d'inscription et indicateurs de disponibilité d'écoles par ménage rural, par quartile de dépenses per capita**

	Quartile de dépenses				ensemble
	1 (+pauvres)	2	3	4 (+riches)	
Non inscrits	0.59	0.47	0.46	0.31	0.48
Inscrits dans une école primaire publique	0.35	0.47	0.48	0.51	0.45
Inscrit dans une école primaire privée	0.05	0.05	0.06	0.18	0.08
Indicateurs de disponibilité d'école: <sup>a</sup>					
Primaire publique	0.96	0.96	1.00	0.96	0.97
Primaire privée	0.22	0.20	0.19	0.35	0.23

Remarques :

Echantillon d'enfants de 6-12 ans ayant servi à l'évaluation du modèle de choix d'école primaire.

a Un type d'école (publique ou privée) est dit disponible si l'école figure sur la liste de l'enquête des communautés comme étant l'une des trois écoles les plus fréquentées par les résidents de la communauté

**Table 11: Caracteristiques des ecoles primaires publiques et privees par menage rural par quartile de depenses per capita**

	Quartile de depenses				ensemble
	1 (+pauvres)	2	3	4 (+riches)	
<b>Ecoles publiques</b>					
Coûts annuels (Fmg) <sup>a</sup>	4,982	6,232	5,837	7,979	6,092
Distance (km)	0.35	0.21	0.36	0.14	0.27
ratio eleves-enseignant	53.47	61.59	51.54	53.41	55.45
Dimension maximale de classe	44.83	45.27	44.22	46.08	45.03
Partage de salles de classe <sup>b</sup>	0.65	0.73	0.65	0.59	0.67
Etat des batiments <sup>c</sup>	0.41	0.40	0.38	0.41	0.40
Etat des fenetres <sup>d</sup>	0.05	0.07	0.03	0.10	0.06
Etat du toit <sup>e</sup>	0.31	0.24	0.22	0.33	0.27
<b>Ecoles privees</b>					
Coûts annuels (Fmg) <sup>a</sup>	15,053	14,672	16,997	21,004	16,957
Distance (km)	0.42	0.31	0.22	0.21	0.29
Ratio Eleves-enseignant	48.38	47.64	38.96	42.04	44.67
Dimension maximale de classe	48.77	45.83	49.01	48.70	48.02
Partage de salles de classe <sup>b</sup>	0.59	0.60	0.62	0.47	0.56
Etat du batiment <sup>c</sup>	0.83	0.83	0.81	0.97	0.87
Etat des fenetres <sup>d</sup>	0.40	0.43	0.32	0.44	0.40
Etat du toit <sup>e</sup>	0.46	0.49	0.57	0.71	0.56

Remarques :

<sup>a</sup> Depenses moyennes de la Communaute par eleve

<sup>b</sup> =1 si deux classes ou plus sont enseignees dans la meme salle, zero autrement.

<sup>c</sup> =1 si etat de batiment bon ou moyen, zero si batiment en mauvais etat.

<sup>d</sup> =1 si aucune ou quelques fenetres manquantes/brisees, zero si plusieurs fenetres manquantes/brisees ou pas de fenetres du tout.

<sup>e</sup> =1 si etat du toit bon ou moyen, zero si toit en mauvais etat.

**Tableau 12: Enfants de 6-12 ans : Calculs du modele logit emboite du choix de l'ecole primaire**

Variable	Ecole publique		Ecole privee	
	Coefficient	Statistique-t	Coefficient	Statistique-t
Intercepte	-3.948	-3.355***	-4.5017	-3.303***
Cout scolaire <sup>a</sup> :				
x quartile1	-0.019	-3.491***	-0.0110	-2.951***
x quartile2	-0.008	-2.683***	-0.0054	-1.94*
x quartile3	-0.005	-1.756*	-0.0030	-1.325
x quartile4	-0.001	-0.272	0.0022	1.174
Caracteristiques de l'ecole :				
Distance (km)	-0.689	-2.877***	0.4445	1.347
Partage de salle de classe	-0.803	-3.304***	0.3829	1.164
Etat des fenetres	0.983	2.405**	-0.0807	-0.215
Etat du batiment	0.241	1.393	-0.2645	-0.565
Depenses du menage per capita/100	0.011	1.165	0.0119	0.928
Age	0.333	3.587***	0.2949	3.158***
Filles	0.139	0.93	0.0001	0
Nb d'enfants	-0.001	-0.026	-0.1651	-1.619*
Nb d'adultes	0.219	2.656***	0.4128	3.852***
Mere avec education primaire	0.748	2.875***	0.3736	0.873
Mere avec educ. second. ou sup.	1.748	2.925***	1.6755	2.138**
Mere, sans passe scolaire	-0.482	-0.619	--	--
Pere avec education primaire	0.713	2.665***	1.6127	3.049***
Pere avec educ. secondaire ou sup.	2.124	3.302***	3.4345	3.975***
Pere sans passe scolaire	0.274	0.595	1.0912	1.129
Fianarantsoa	-1.158	-2.719***	-0.9385	-1.655*
Toamasina	0.532	2.036**	0.6630	1.232
Toliara	-0.160	-0.524	-1.2880	-2.111**
Mahajanga	0.253	0.926	-1.1258	-1.249
Antsiranana	0.827	2.322**	0.6293	0.743
<b>Sigma</b>	<b>0.765</b>	<b>3.858***</b>	<b>0.7650</b>	<b>3.858***</b>

Nb d'observations = 1820

non-inscription. Pour les variables dummy par province (Faritany),

<sup>a</sup> cout divise par 100 et mis en interaction avec les dummies du quartile. quartilej = 1 si la depense per capita du menage de l'individu tombe dans le quartile j, zero autrement

\* significatif a 10%; \*\* significatif a 5%; \*\*\* significatif a 1%

**Tableau 13: Elasticites-prix pour l'ecole primaire, par quartile de depenses**

Quartile	Ecole publique				Ecole privee	
	Public, echantillon disponible		Public & prive, echant.		Public & prive, echant.	
	el. -prix	el.-prix	el.-prix propre	el.-prix croisee	el.-prix propre	el.-prix croisee
1 (+Pauvres)	-0.51	0.10	-0.88	0.54	-1.14	0.25
2	-0.22	0.05	-0.37	0.29	-0.77	0.17
3	-0.12	0.03	-0.19	0.18	-0.41	0.13
4 (+Riches)	-0.03	0.01	-0.05	0.04	0.34	-0.27
Ensemble	-0.27	0.06	-0.38	0.26	-0.41	0.04

Remarques:

Calcule a partir des calculs et donnees de parametres logit emboites, en se servant de derivees analytiques.



**Tableau 14: Changements simulés dans les probabilités d'inscription du primaire partir d'une hausse de 1000 Fmg des frais de scolarité de l'enseignement public**

Quartile	Ecole publique			Ecole privée			Ensemble du Primaire		
	Probabilité initiale	Changement de probabilité <sup>a</sup>	% Changement <sup>b</sup>	Probabilité initiale	Changement de probabilité <sup>a</sup>	% Changement <sup>b</sup>	Probabilité initiale	Changement de probabilité <sup>a</sup>	% Changement <sup>b</sup>
1	0.36	-0.027	-0.074	0.05	0.003	0.048	0.41	-0.024	-0.059
2	0.46	-0.012	-0.027	0.06	0.001	0.024	0.51	-0.011	-0.021
3	0.48	-0.008	-0.016	0.06	0.001	0.020	0.54	-0.007	-0.012
4	0.52	-0.001	-0.002	0.18	0.000	0.002	0.69	-0.001	-0.001
<b>Ensemble</b>	0.44	-0.015	-0.034	0.07	0.002	0.022	0.51	-0.013	-0.026

Remarques :

<sup>a</sup> changement de point de pourcentage dans la probabilité prévue

<sup>b</sup> changement proportionnel dans la probabilité prévue

**Tableau 15: Simulations de Changements dans les probabilités d'inscription du Primaire a partir d'une hausse de 5000 Fmg des frais de scolarité dans toutes les écoles publiques**

Quartile	Ecoles publiques			Ecoles privees			Ensemble du Primaire		
	Probabilite	hangemen	%	Probabilite	hangemen	%	Probabilite	hangemen	%
	initiale	probabilite <sup>a</sup>	chang <sup>b</sup>	initiale	probabilite <sup>a</sup>	change <sup>b</sup>	initiale	probabilite <sup>a</sup>	chang <sup>b</sup>
1	0.36	-0.112	-0.314	0.05	0.010	0.189	0.41	-0.103	-0.250
2	0.46	-0.054	-0.118	0.06	0.006	0.098	0.51	-0.048	-0.093
3	0.48	-0.035	-0.073	0.06	0.005	0.085	0.54	-0.030	-0.055
4	0.52	-0.005	-0.009	0.18	0.001	0.008	0.69	-0.003	-0.005
<b>Ensemble</b>	0.44	-0.064	-0.146	0.07	0.006	0.088	0.51	-0.057	-0.113

Remarques :

<sup>a</sup>changement du point de pourcentage dans la probabilité prévue

<sup>b</sup>changement proportionnel dans la probabilité prévue

**Tableau 16: Simulations de Changements dans les probabilités d'inscription du Primaire a partir de l'élimination du partage de classes dans les écoles publiques**

Quartile	Ecoles publiques			Ecoles privees			Ensemble du Primaire		
	Probabilite initiale	Changement probabilite <sup>a</sup>	% changement <sup>b</sup>	Probabilite initiale	Changement probabilite <sup>a</sup>	% changement <sup>b</sup>	Probabilite initiale	Changement probabilite <sup>a</sup>	% changement <sup>b</sup>
1	0.358	0.075	0.209	0.052	-0.007	-0.129	0.411	0.068	0.166
2	0.455	0.089	0.196	0.059	-0.011	-0.187	0.514	0.078	0.152
3	0.480	0.087	0.181	0.060	-0.012	-0.194	0.540	0.075	0.139
4	0.517	0.063	0.122	0.175	-0.012	-0.070	0.691	0.051	0.073
<b>Ensemble</b>	0.435	0.080	0.184	0.073	-0.010	-0.134	0.508	0.070	0.138

Remarques:

<sup>a</sup>Changement de point de pourcentage dans la probabilité prévue

<sup>b</sup>changement proportionnel dans la probabilité prévue

**Table 17: Simulated changes in primary enrollment probabilities from improvement of window condition in public schools**

Quartile	Public school			Private school			All primary		
	Initial Probability	Change in probability <sup>a</sup>	% change <sup>b</sup>	Initial Probability	Change in probability <sup>a</sup>	% change <sup>b</sup>	Initial Probability	Change in probability <sup>a</sup>	% change <sup>b</sup>
1	0.358	0.075	0.209	0.052	-0.007	-0.129	0.411	0.068	0.166
2	0.455	0.089	0.196	0.059	-0.011	-0.187	0.514	0.078	0.152
3	0.480	0.087	0.181	0.060	-0.012	-0.194	0.540	0.075	0.139
4	0.517	0.063	0.122	0.175	-0.012	-0.070	0.691	0.051	0.073
<b>All</b>	0.435	0.080	0.184	0.073	-0.010	-0.134	0.508	0.070	0.138

Notes:

<sup>a</sup>percentage point change in predicted probability

<sup>b</sup>proportional change in predicted probability

**Tableau 18: Simulations de hausses des frais de scolarite combinees avec les ameliorations qualitatives dans les ecoles publiques: elimination du partage de salles de classe.**

Politique	Quartile de depense				all
	1	2	3	4	
Probabilites d'inscription, enseignement public primaire					
Aucun <sup>a</sup>	0.34	0.46	0.45	0.51	0.42
Eliminer le partage de salle	0.45	0.58	0.58	0.62	0.54
Eliminer le partage de salle et augmenter les frais de scolarite de Fmg :					
5,000	0.31	0.52	0.55	0.62	0.47
10,000	0.20	0.46	0.51	0.61	0.40
20,000	0.06	0.34	0.43	0.60	0.30
Probabilites d'inscription pour l'ensemble du Primaire <sup>b</sup>					
Aucun <sup>a</sup>	0.38	0.51	0.51	0.63	0.48
Eliminer le partage de salle	0.49	0.63	0.62	0.72	0.59
Eliminer le partage de salle et augmenter les frais de scolarite de Fmg:					
5,000	0.36	0.57	0.59	0.72	0.52
10,000	0.25	0.51	0.55	0.71	0.46
20,000	0.13	0.41	0.48	0.70	0.37

Remarques :

L'echantillon de simulation consiste en des observations pour lesquelles la variable de partage de salle de classe dans l'ecole publique = 1.

<sup>a</sup> Montre les probabilites initiales d'inscription

<sup>b</sup> Fait reference aux changements dans l'ensemble des inscriptions (public + prive) resultant de ces changements dans le partage de salles de classe et les frais dans les ecoles publiques.

**Tableau 18: Simulations de hausses des frais de scolarite combinees avec les ameliorations qualitatives dans les ecoles publiques: elimination du partage de salles de classe.**

Politique	Quartile de depense				all
	1	2	3	4	
Probabilites d'inscription, enseignement public primaire					
Aucun <sup>a</sup>	0.34	0.46	0.45	0.51	0.42
Eliminer le partage de salle	0.45	0.58	0.58	0.62	0.54
Eliminer le partage de salle et augmenter les frais de scolarite de Fmg :					
5,000	0.31	0.52	0.55	0.62	0.47
10,000	0.20	0.46	0.51	0.61	0.40
20,000	0.06	0.34	0.43	0.60	0.30
Probabilites d'inscription pour l'ensemble du Primaire <sup>b</sup>					
Aucun <sup>a</sup>	0.38	0.51	0.51	0.63	0.48
Eliminer le partage de salle	0.49	0.63	0.62	0.72	0.59
Eliminer le partage de salle et augmenter les frais de scolarite de Fmg:					
5,000	0.36	0.57	0.59	0.72	0.52
10,000	0.25	0.51	0.55	0.71	0.46
20,000	0.13	0.41	0.48	0.70	0.37

Remarques :

L'echantillon de simulation consiste en des observations pour lesquelles la variable de partage de salle de classe dans l'ecole publique = 1.

<sup>a</sup> Montre les probabilites initiales d'inscription

<sup>b</sup> Fait reference aux changements dans l'ensemble des inscriptions (public + prive) resultant de ces changements dans le partage de salles de classe et les frais dans les ecoles publiques.

**Tableau 19: Simulations de hausses de frais de scolarite combines avec des ameliorations qualitatives dans les ecoles primaires publiques : amelioration de l'etat des fenetres**

Politique	Quartile de depenses				all
	1	2	3	4	
	Probabilites d'inscription dans le Primaire public				
Aucun <sup>a</sup>	0.35	0.44	0.48	0.50	0.43
Ameliorer l'etat des fenetres	0.49	0.59	0.63	0.63	0.57
Ameliorer l'etat des fenetres et augmenter les frais de scolarite de Fmg:					
5,000	0.35	0.53	0.59	0.63	0.50
10,000	0.23	0.47	0.56	0.62	0.43
20,000	0.08	0.35	0.48	0.61	0.32
	Probabilites d'inscription pour l'ensemble du Primaire <sup>b</sup>				
Aucun <sup>a</sup>	0.40	0.50	0.54	0.68	0.50
Ameliorer l'etat des fenetres	0.53	0.63	0.67	0.77	0.62
Ameliorer l'etat des fenetres et augmenter les frais de scolarite de Fmg:					
5,000	0.41	0.58	0.64	0.77	0.56
10,000	0.29	0.53	0.60	0.76	0.49
20,000	0.15	0.42	0.54	0.75	0.40

Remarques :

de simulation

consiste en

<sup>a</sup> Montre les probabilites initiales d'inscription

<sup>b</sup> Fait reference aux changements dans l'ensemble des inscriptions (public + prive) resultant des changements dans l'etat des fenetres et des frais de scolarite dans les ecoles publiques

**Tableau 20: Simulations de Changements dans les probabilités d'inscription du Primaire a partir de l'expansion des écoles primaire privées**

Quartile	Ecole publique			Ecole privée			Ensemble du Primaire		
	Probabilité initiale	Changement probabilité <sup>a</sup>	% changement <sup>b</sup>	Probabilité initiale	Changement probabilité <sup>a</sup>	% changement <sup>b</sup>	Probabilité initiale	Changement probabilité <sup>a</sup>	% changement <sup>b</sup>
1	0.358	-0.036	-0.101	0.052	0.064	0.096	0.411	0.028	0.067
2	0.455	-0.094	-0.206	0.059	0.149	0.223	0.514	0.055	0.107
3	0.48	-0.119	-0.248	0.06	0.182	0.273	0.540	0.063	0.117
4	0.517	-0.202	-0.391	0.175	0.273	0.409	0.691	0.071	0.103
<b>Ensemble</b>	0.435	-0.094	-0.216	0.073	0.143	0.25	0.508	0.049	0.097

Remarques :

Simule l'expansion des écoles primaires privées jusqu'aux communautés dans lesquelles il n'existe pas d'école privée. Les nouvelles écoles privées sont supposées avoir les mêmes caractéristiques que les écoles existantes.



**Tableau 21: Enfants de 12 a 18 ans: indicateurs de presence d'ecoles secondaires et distance.**

	Situee dans village/ville	Distance jusqu'a l'ecole la plus proche (km) <sup>a</sup>
Type d'ecole :		
Secondaire 1er cycle	0.24	15
Secondaire 2nd cycle	0.10	41

Remarques :

<sup>a</sup> est egal a zero si l'ecole est situee dans le village.

**Tableau 22: Enfants de 12-18 ans: Determinants de la situation des inscriptions dans les ecoles secondaires**

Variable	Tous les enfants de 12-18 ans		Etudes primaires accomplies	
	Coefficient	statistic-t	Coefficient	statistic-t
Intercepte	-0.354	-0.693	5.725	6.247
Distance jusqu'a l'ecole secondaire du 1er cycle (km)	-0.062	-6.338	-0.066	-5.213
Distance jusqu'a l'ecole secondaire du 2nd cycle (km)	-0.002	-1.249	0.000	-0.115
route pavee dans le village	0.337	2.980	0.704	3.904
Filles	-0.119	-1.059	-0.387	-2.203
Age	-0.079	-2.751	-0.329	-6.529
depenses du menage per capita/10000	0.000	1.309	0.000	0.047
Nb d'enfants < 5 ans	-0.121	-2.202	0.002	0.022
Nb d'enfants de 5-14 ans	0.027	0.762	0.082	1.439
Nb de garcons de 15-20 ans	0.030	0.496	-0.056	-0.616
Nb de filles de 15-20 ans	0.161	2.235	0.183	1.603
Nb de garcons de 21-65 ans	0.133	2.126	0.021	0.198
Nb de femmes de 21-65 ans	-0.010	-0.142	-0.045	-0.404
Nb d'adultes de > 65 ans	0.002	0.014	-0.030	-0.168
Mere avec education primaire	0.482	4.059	-0.197	-0.958
Mere, educ. second. ou sup.	1.363	6.461	0.398	1.192
Mere sans passe scolaire	-0.586	-1.404	-0.727	-1.230
Pere avec education primaire	0.178	1.358	0.073	0.340
Pere, educ.second. ou sup.	1.120	6.212	0.806	2.832
Pere sans passe scolaire	0.366	1.344	0.054	0.112
Fianarantsoa	-0.381	-2.528	-0.636	-2.794
Toamasina	0.031	0.185	-0.069	-0.280
Toliara	-0.082	-0.432	-0.456	-1.613
Mahajanga	-0.011	-0.068	0.259	0.938
Antsiranana	0.359	2.082	0.373	1.361
Nb d'observations	1979		480	

Remarques : Calculs du modele probit pour la situation actuelle des inscriptions dans les ecoles secondaires.  
La categorie de province (Faritany) exclue est Antananarivo.

**Tableau 23: Simulations de Changements dans les probabilités d'inscription Secondaire a partir de la reduction de la distance jusqu'aux ecoles et de l'aménagement de l'accès a des routes pavees**

	Tous les enfants 12 to 18	Seulmt etudes primaires primaires finies
Simulation:		
Aucun <sup>a</sup>	0.111	0.580
Reduction distance :		
de 1/2 vers Secondaire 1er/2e cycles	0.133	0.619
de 1/2 vers Secondaire 1er cycle	0.128	0.618
a zero vers Secondaire 2e cycle	0.166	0.667
Amenager route pavee vers village	0.140	0.700
Amenager route pavee et reduire distance de 1/2 vers Secondaire 2e cy.	0.165	0.742

Remarques:

Montre les probabilités moyennes prévues pour l'échantillon, d'inscription du Secondaire.

<sup>a</sup> Probabilité moyenne d'inscription aux valeurs réelles des variables indépendantes.

**Tableau 24 : Coûts moyens de visite par catégorie de prestataire sanitaire (Fmg)**

	Hopitaux	Centre Sante de base <sup>a</sup>	Services privés formels <sup>b</sup>
Coûts directs:			
Frais consultation	46	137	1,951
Transport	796	123	166
Coûts directs totaux	842	260	2,116
Coûts indirects	751	563	326
Total coûts	1,593	824	2,442

Remarques:

<sup>a</sup> Inclut : *Dispensaire, Post sanitaire, Poste d'infirmier, and CSSP.*

<sup>b</sup> Inclut : Médecin, clinique privée, et pharmacie

<sup>c</sup> Calcul pour les adultes (15 ans et plus)

**Tableau 24 : Coûts moyens de visite par catégorie de prestataire sanitaire (Fmg)**

	Hopitaux	Centre Sante de base <sup>a</sup>	Services privés formels <sup>b</sup>
Coûts directs:			
Frais consultation	46	137	1,951
Transport	796	123	166
Coûts directs totaux	842	260	2,116
Coûts indirects	751	563	326
Total coûts	1,593	824	2,442

Remarques:

<sup>a</sup> Inclut : *Dispensaire, Post sanitaire, Poste d'infirmier, and CSSP.*

<sup>b</sup> Inclut : Médecin, clinique privée, et pharmacie

<sup>c</sup> Calcul pour les adultes (15 ans et plus)

**Tableau 25: Adultes et enfants malades/blessés: pourcentage recherchant des soins et indicateurs de disponibilité de prestataire par type de prestataire et par quartile de dépenses de ménage rural.**

	Quartile de dépenses				all
	1	2	3	4	
<b>Adultes de 15 ans et + :</b>					
Nons- soins/soins informels	0.74	0.76	0.76	0.68	0.71
Hopital	0.11	0.06	0.06	0.08	0.08
Centre Sante de Base	0.10	0.14	0.14	0.15	0.14
Services prives formels	0.05	0.04	0.04	0.09	0.07
<b>Enfants de moins de 15 ans:</b>					
Non-soins/soins informels	0.72	0.69	0.68	0.55	0.66
Hopital	0.11	0.04	0.04	0.11	0.07
Centre Sante de Base	0.14	0.20	0.22	0.23	0.20
Services prives formels	0.03	0.07	0.06	0.10	0.07
<b>Indicateurs de disponibilité de Prestataire<sup>a</sup></b>					
Hopital	0.63	0.55	0.57	0.68	0.61
Centre Sante de Base	0.94	0.91	0.94	0.92	0.92
Services prives formels	0.32	0.42	0.47	0.53	0.45

Remarques:

Echantillon d'enfants de 8-12 ans utilise dans l'evaluation du modele de choix de l'ecole primaire.

<sup>a</sup> Une categorie de prestataire est dite disponible si un prestataire de la categorie figure sur la liste de l'enquete des communautes ou si quelques personnes de la communitie declarents consulter le prestataire.

**Tableau 26: Caracteristiques des prestataires de services de sante par quartile de depenses de menage rural**

	Quartile de depenses				ensemble
	1	2	3	4	
<b>Hopitaux</b>					
Distance (km)	19.98	16.52	9.02	12.93	14.14
Nb heures d'ouverture par semaine	66.50	74.39	88.99	83.80	79.62
Personnel <sup>a</sup>					
Medecin	2.80	2.86	2.68	2.69	2.75
Infirmiere/Sage-femme	2.80	2.85	2.86	2.92	2.87
Offre gratuite de medicaments <sup>b</sup>					
medication paludisme	2.52	2.31	2.15	2.39	2.34
antibiotiques	2.10	1.98	1.98	2.06	2.03
vaccins	2.98	2.89	2.90	2.85	2.90
Indicateurs de l'etat du centre <sup>c</sup> :					
Electricite	0.52	0.61	0.43	0.58	0.54
Refrigerateur	0.84	0.84	0.87	0.84	0.85
Eau courante	0.70	0.73	0.73	0.65	0.70
Etat des batiments	2.02	2.11	1.96	1.87	1.98
<b>Centres de Sante de Base</b>					
Distance (km)	7.85	6.12	4.75	5.42	5.80
Nb heures d'ouverture par semaine	59.94	65.70	73.91	71.37	68.78
Personnel <sup>a</sup>					
Medecin	1.21	1.34	1.43	1.47	1.39
Infirmiere/Sage-femme	2.48	2.53	2.58	2.62	2.57
Offre gratuite de medicaments <sup>b</sup>					
medication paludisme	1.86	2.06	1.96	2.03	1.99
antibiotiques	1.74	1.85	1.80	1.76	1.79
vaccins	2.45	2.54	2.46	2.37	2.45
Indicateurs de l'etat du centre <sup>c</sup> :					
Electricite	0.14	0.17	0.24	0.27	0.22
Refrigerateur	0.47	0.46	0.38	0.43	0.43
Eau courante	0.12	0.16	0.28	0.32	0.24
Etat des batiments	1.66	1.73	1.94	1.89	1.83
<b>Services prives formels</b>					
Distance (km)	4.82	3.31	3.81	3.32	3.60
Nb heures d'ouverture par semaine	80.20	86.76	94.84	92.83	90.83
Personnel <sup>a</sup>					
Medecin	2.72	2.57	2.71	2.64	2.65
Infirmiere/Sage-femme	1.83	1.34	1.41	1.41	1.44
Offre gratuite de medicaments <sup>b</sup>					
medication paludisme	1.69	1.22	1.42	1.49	1.44
antibiotiques	1.41	1.09	1.23	1.23	1.22
vaccins	1.67	1.24	1.28	1.24	1.29
Indicateurs de l'etat du centre <sup>c</sup> :					
Electricite	0.56	0.63	0.45	0.68	0.60
Refrigerateur	0.58	0.28	0.23	0.28	0.30
Eau courante	0.52	0.32	0.30	0.60	0.46
Etat des batiments	2.62	2.46	2.32	2.64	2.53

Remarques:

<sup>a</sup> reponses: 1= jamais present, 2 = partiellement present, 3 = toujours present

<sup>b</sup> reponses: 1= jamais disponible, 2 = partiellement disponible, 3 = toujours disponible

<sup>c</sup> pour tout sauf etat des batiments: 1 = present, 2 = non present

pour etat batiments: 1= mauvais, 2 = moyen, 3 = bon

**Tableau 27 Adultes: Calculs du Modele logit emboite du choix du prestataire de services de sante**

Variable	Prestataire					
	Hopital		Centre Sante Base		Services prives formels	
	Coefficient	Statistique-t	Coefficient	Statistique-t	Coefficient	Statistique-t
Intercepte	-12.138	-3.373	-1.374	-1.552	-14.025	-2.835
Cout prestataire <sup>a</sup> :					0.033	1.060
x quartile1	-0.050	-2.157	-0.143	-3.338	--	--
x quartile2	-0.013	-1.181	-0.097	-3.191	--	--
x quartile3	-0.030	-1.126	-0.066	-2.802	--	--
x quartile4	-0.027	-1.994	-0.028	-2.236	--	--
Caracteristiques prestataire:						
Medecin	0.596	1.140	0.026	0.138	3.845	2.552
Medication gratuite paludisme	-0.263	-0.786	0.438	2.388	-0.808	-0.827
Antibiotiques gratuits	-0.096	-0.249	-0.091	-0.394	-1.180	-0.957
Vaccins gratuits	3.634	3.243	-0.264	-1.270	0.473	0.810
Refrigerateur	-2.825	-3.470	0.005	0.020	1.093	1.234
Electricite	0.938	1.794	0.421	1.363	-0.127	-0.179
Variables prestataire manquante:	0.326	0.932	-0.684	-1.841	2.346	3.327
Depenses menage per capita/10000	0.007	1.552	0.003	0.733	0.016	3.434
Age	-0.005	-0.550	-0.014	-2.090	-0.012	-1.284
Filles	-0.229	-0.788	-0.161	-0.797	-0.097	-0.352
Annees d'etudes	0.056	1.249	0.018	0.489	0.066	1.393
Duree de maladie	0.222	1.978	-0.004	-0.040	0.193	1.639
Nb d'enfants dans le menage	0.078	1.006	0.082	1.354	0.197	2.241
Nb d'adultes dans le menage	0.244	3.076	0.070	0.993	0.114	1.316
<b>Sigma</b>	<b>0.870</b>	<b>5.581</b>	<b>0.870</b>	<b>5.581</b>	<b>0.870</b>	<b>5.581</b>

Nb. d'observations = 1229

Remarques:

Le modele inclut aussi les variables dummy pour la region (Faritany) et la saison.

<sup>a</sup> Pour les hopitaux et les services de base, le cout est egal aux couts de visite divise par 100 et mis en interaction avec les dummies du quartile. quartilej=1 si la depense par tete du menage de l'individu tombe dans le quartile **jth**, zero autrement. Pour les services prives, cout par visite



**Tableau 28: Enfants de moins de 15 ans: Calculs du modele logit emboite du choix du prestataire de services de sante**

Variable	Prestataire					
	Hopital		Services de Base		Services prives formels	
	Coefficient	Statistique-t	Coefficient	Statistique-t	Coefficient	Statistique-t
Intercepte	-21.094	-2.902	-1.893	-0.663	-9.461	-2.165
Cout par visite /100	0.015	0.601	-0.068	-2.327	-0.041	-1.089
Distance (km)	-0.002	-0.143	-0.108	-2.362	-0.196	-1.503
Donnee distance manquante	0.122	0.103	1.896	1.325	3.389	1.364
Caracteristiques prestataire:						
Medecin	-0.026	-0.024	0.804	1.814	1.119	1.182
Medication gratuite paludisme	0.091	0.152	0.583	1.687	0.265	0.277
Antibiotiques gratuits	1.265	1.715	-0.670	-1.434	-1.413	-1.009
Vaccins gratuits	5.176	2.717	-0.962	-2.255	1.420	1.510
Refrigerateur	-1.680	-1.407	1.989	2.903	-0.705	-0.543
Electricite	0.224	0.261	-0.472	-0.687	1.938	1.690
Donnes prestataire manquantes	0.463	0.460	-2.135	-1.574	-2.967	-1.180
Depenses menage per						
capita/10000	0.001	0.105	-0.006	-0.573	0.004	0.453
Age	-0.318	-2.017	-0.212	-1.497	-0.334	-2.043
Filles	1.322	1.455	1.001	1.243	0.369	0.445
Duree de maladie	-0.055	-0.093	-0.011	-0.022	0.594	1.056
Educ. scolaire du chef de menage	0.370	1.937	0.290	1.601	0.387	1.913
Nb d'enfants dans le menage	-0.342	-1.068	-0.643	-1.860	-0.471	-1.397
Nb d'adultes dans le menage	0.864	1.877	0.671	1.541	0.901	1.885
Sigma	0.261	2.032	0.261	2.032	0.261	2.032

Nb d'observations = 828

Remarques:

Le modele inclut aussi les variables dummy pour la region (Faritany) et la saison.

**Tableau 29: Adultes: Simulations de changements dans les probabilité de consultation a partir d'une hausse des couts de visite de 1000 Fmg dans des centres de sante de base**

Quartile	Hopital			Services de Base			Services prives formels			Tous serv ices formels		
	Probabilite initiale	Changemen probabilite <sup>a</sup>	% chang <sup>b</sup>	Probabilite initiale	Changemen probabilite <sup>a</sup>	% chang <sup>b</sup>	Probabilite initiale	Changemen probabilite <sup>a</sup>	% chang <sup>b</sup>	Probabilite initiale	Changemen probabilite <sup>a</sup>	% chang <sup>b</sup>
1	0.014	0.0008	0.060	0.015	-0.0102	-0.690	0.007	0.0007	0.096	0.036	-0.0086	-0.241
2	0.011	0.0010	0.096	0.019	-0.0097	-0.521	0.008	0.0008	0.097	0.037	-0.0079	-0.211
3	0.010	0.0006	0.061	0.020	-0.0078	-0.394	0.012	0.0009	0.080	0.041	-0.0063	-0.153
4	0.013	0.0005	0.034	0.030	-0.0050	-0.168	0.016	0.0006	0.034	0.059	-0.0040	-0.067
<b>Ensemb</b>	0.012	0.0008	0.063	0.021	-0.0087	-0.421	0.011	0.0008	0.073	0.044	-0.0072	-0.164

Remarques:

<sup>a</sup>changement de point de pourcentage dans la probabilité prevue

<sup>b</sup>changement poportionel dans la probabilité prevue

**Tableau 30: Adultes: Simulations de Changements dans les probabilités de consultation à partir d'une hausse de 1000 Fmg des coûts par visite auprès des prestataires sanitaires publics**

Quartile	Services de sante publics			Services prives formels			Tous services de sante formels		
	Probabilite	changemen	%	Probabilite	changemen	%	Probabilite	changemen	%
	initiale	probabilite	changt	initiale	probabilite	changt	initiale	probabilite	changt
1	0.029	-0.0142	-0.493	0.007	0.0012	0.164	0.036	-0.0130	-0.362
2	0.029	-0.0090	-0.309	0.008	0.0008	0.102	0.037	-0.0082	-0.218
3	0.029	-0.0090	-0.305	0.012	0.0011	0.095	0.041	-0.0079	-0.192
4	0.043	-0.0067	-0.158	0.016	0.0009	0.056	0.059	-0.0058	-0.099
<b>Ensemb</b>	0.033	-0.0104	-0.315	0.011	0.0011	0.098	0.044	-0.0093	-0.213

Remarques:

<sup>a</sup>Les centres publics incluent les hopitaux et les centres de sante de base

**Tableau 31: Enfants en dessous de 15 ans: Simulations de Changements dans les probabilités de consultation a partir d'une hausse de 1000 Fmg par visite pour des soins de base**

Quartile	Hopital			Services de Base			Services prives formels			Tous services All Formal Care		
	Probabilite initiale	Changement probabilite <sup>a</sup>	% chang <sup>b</sup>	Probabilite initiale	Changement probabilite <sup>a</sup>	% chang <sup>b</sup>	Probabilite initiale	Changement probabilite <sup>a</sup>	% chang <sup>b</sup>	Probabilite initiale	Changement probabilite <sup>a</sup>	% chang <sup>b</sup>
1	0.007	0.0012	0.173	0.013	-0.0030	-0.230	0.003	0.0004	0.121	0.023	-0.0014	-0.060
2	0.008	0.0014	0.183	0.027	-0.0056	-0.211	0.008	0.0015	0.182	0.042	-0.0027	-0.065
3	0.009	0.0015	0.168	0.031	-0.0066	-0.216	0.012	0.0020	0.166	0.052	-0.0031	-0.060
4	0.016	0.0020	0.125	0.035	-0.0081	-0.232	0.018	0.0031	0.173	0.068	-0.0030	-0.044
<b>Ensemb</b>	0.010	0.0015	0.159	0.025	-0.0055	-0.222	0.009	0.0015	0.166	0.043	-0.0024	-0.056

Remarques:

<sup>a</sup>pChangement de point de pourcentage dans la probabilité prevue

<sup>b</sup>Changement proportionel dans la probabilité

**Tableau 32: Simulations de changements dans les probabilités de consultation a partir d'une expansion des prestataires de services privés formels de santé**

Echant./	Services de sante publics <sup>a</sup>			Services de sante privés formels			Tous services formels de sante		
	Probabilite initiale	Changement probabilite	% changt	Probabilite initiale	Changement probabilite	% changt	Probabilite initiale	Changement probabilite	% changt
<b>Adultes</b>									
1	0.029	-0.001	-0.027	0.007	0.0028	0.385	0.036	0.0020	0.056
2	0.029	-0.0008	-0.027	0.008	0.0026	0.313	0.037	0.0018	0.048
3	0.029	-0.0006	-0.021	0.012	0.0022	0.188	0.041	0.0016	0.038
4	0.043	-0.0009	-0.022	0.016	0.0032	0.197	0.059	0.0023	0.039
Ensemble	0.033	-0.0008	-0.024	0.011	0.0028	0.256	0.044	0.0020	0.045
<b>Enfants</b>									
1	0.020	-0.0038	-0.188	0.002	0.0056	1.734	0.022	0.0018	0.077
2	0.033	-0.0055	-0.161	0.009	0.0080	0.996	0.041	0.0025	0.060
3	0.038	-0.0065	-0.165	0.009	0.0087	0.737	0.048	0.0022	0.043
4	0.058	-0.0099	-0.197	0.017	0.0135	0.756	0.076	0.0036	0.052
Ensemble	0.035	-0.0061	-0.178	0.008	0.0086	0.937	0.043	0.0025	0.057

Remarques:

Simulations de l'expansion des prestataires de services de sante formels dans les communautes ou il n'en existe pas.  
Les nouveaux prestataires sont supposes avoir les memes caracteristiques que le prestataires existants.

<sup>a</sup> Combine hopitaux et centres de sante de base

## REFERENCES

- Aldermann, Harold, Peter Orazem, et Elizabeth Paterno. "School Quality, School Cost, and the Public/Private School Choices of Low-Income Households in Pakistan". Série des Documents de Travail sur l'Évaluation de l'Impact des Réformes de l'Éducation 2. Banque Mondiale, Département de Recherches Politiques, Washington, DC.
- Akinm J., C. Griffin, D. Guilkey, et B. Popkin. 1985. *The Demand for Primary Health Services in the Third World*. Totowa, NJ : Rowman et Allanheld.
- Dow, William. 1999. "Flexible Discrete Choice Demand Models Consistent with Utility Maximization : An Application to Health Care Demand". *American journal of agricultural economics (Journal américain d'économie agricole)*
- \_\_\_\_\_. 1995. "Welfare Impacts of Health Care User Fees : A Health Valuation Approach to Analysis with Imperfect Markets", *Documents de travail pour le Programme Travail et Population*, séries 95-21, RAND (DRU-1233-RC).
- \_\_\_\_\_. 1995a. "Unconditional Demand for Curative Health Inputs : Does Selection on Health Status Matter in the Long Run ?", *Documents de travail pour le Programme Travail et Population*, séries 95-22, RAND (DRU-1234-RC).
- Gertler, P., L. Locay, et W. Sanderson. "Are User Fees Regressive ? The Welfare Implications of Health Care Financing Proposals in Peru". *J. Econométries* 36 (Septembre/Octobre 1987) : 67-88.
- Glick, Peter. 1999. *Emploi et Revenus à Madagascar*. Cornell University Food and Nutrition Prolicy Program Working Paper N° 92. Ithaca, NY.
- Institut National de la Statistique (INSTAT) 1995. Enquête Permanente auprès des Ménages : Rapport principal. INSTAT, Antananarivo
- \_\_\_\_\_. 1997. INSTAT REPORT ON 93/94 COMMUNITY SURVEY -  
...
- Fonds Monétaire International. 1997. Madagascar - Recent economic Developments and Selected Issues. Wasington, D.C. : Fonds Monétaire International.
- Little, R.J.A. et Rubin, D.B. (1987) *Statistical analysis with missing data*. New York, Wiley.
- Maddala, G.S. (1983). *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Econometric Society Monograph N°3, Cambridge Unversity Press, Cambridge.

- McFadden, D. "Econometric Models of Probabilistic Choice". *Structural Analysis of Discrete Data with Econometrics Applications*, C. Manski et D. McFadden, éditeurs, Chapitre 5, pp. 198-272. Cambridge, MA: MIT Press, 1981.
- Mwabu, G., M. Ainsworth, et A. Nyamete. "Quality of Medical Care and Choice of Medical Treatment in Kenya: An Empirical Analysis". *J. Human Resources* 28(Automne 1993) : 838-62.
- Sahn, David, et Younger, Stephen D. 1998. "Fiscal Incidence in Africa: Microeconomic Evidence". Draft. Cornell University Food and Nutrition Policy Program.
- Selden, Thomas, et Michaël Wasylenko. 1995. "Measuring the distributional effects of Public Education in Peru". In Van de Walle, D. et Nead, K. éditeurs. *Public spending and the poor: theory and evidence*. Baltimore et London: The John Hopkins University Press.
- Sen, Amartya, 1998. On Ethics and Economics: The Royal Lectures at the University of California at Berkeley. Oxford: Basil Blackwell, Ltd.
- Strauss, J., et Thomas, D.. 1995. Human resources: empirical modelling of household and family decisions. In: Srinivasan, T.N., Behrman, J. (Editeurs), *Handbook of Development Economics* Vol.3. North-Holland Publishing Company, Amsterdam.
- Banque Mondiale. 1995. Madagascar: Towards a School-Based Strategy for Improving Primary and Secondary Education. Washington, D.C.: Banque Mondiale.
- \_\_\_\_\_. 1996. Evaluation de la Pauvreté à Madagascar. Washington, D.C.: Banque Mondiale.

**ANNEXE A.**

**MODELE THEORIQUE ET  
ECONOMETRIQUE DU CHOIX DE  
SCOLARISATION**



Nous présentons dans cette annexe la toile de fond théorique et la spécification économétrique du modèle de choix d'école primaire discuté dans la section III. La même approche est essentiellement utilisée dans l'analyse du choix du prestataire de services de santé. Le modèle théorique suppose que le ménage (ou les parents) tirent une utilité du capital humain (ou tout simplement de l'éducation) de ses enfants et de la consommation de tous les autres biens et services. Le ménage doit choisir entre soit inscrire l'enfant à l'école publique, ou à l'école privée, soit ne pas l'inscrire du tout. Inscrire un enfant à l'école pour une année supplémentaire aura pour résultat d'augmenter le capital humain de l'enfant, mais comme des coûts sont associés à la scolarisation, cette décision se solde par une baisse de la consommation d'autres biens et services par le ménage. De plus, les coûts et la qualité de l'école - puis l'amélioration du capital humain en résultat d'une année d'études supplémentaire - seront en général différents selon que le ménage opte pour l'alternative en faveur de l'école publique ou l'école privée.

Le ménage choisit l'alternative scolaire (y compris l'alternative de non-inscription) qui lui apporte le plus d'utilité. Formellement, l'utilité associée à chaque alternative  $j$  peut être représentée par la formule :

$$(A.1) \quad U_{ij} = U_{ij}(S_{ij}, C_{ij}) + e_{ij}$$

où  $S_{ij}$  est une augmentation du capital humain de l'enfant résultant d'un année supplémentaire d'études à l'école  $j$  et  $C_{ij}$  est le niveau de consommation du ménage rendu possible après envoi de l'enfant selon cette l'alternative de scolarisation.  $e_{ij}$  est un terme d'erreur représentant les déterminants non observés de l'utilité tirée de l'option  $j$ . L'amélioration du capital humain  $S_{ij}$  est fonction des caractéristiques  $X_i$  de l'individu et du ménage ( par ex. le genre, l'éducation scolaire des parents) et des facteurs  $Q_j$  liés à la qualité de l'école :

$$(A.2) \quad S_{ij} = S_{ij}(X_i, Q_j)$$

Pour l'alternative de non-inscription,  $S_{ij}$  est tout simplement égal à zéro.  $C_{ij}$ , le niveau de consommation du ménage associé à l'alternative  $j$ , est égal au revenu annuel du ménage moins les coûts de scolarisation :

$$(A.3) \quad C_{ij} = Y_i - P_j$$

où  $Y_i$  est le revenu du ménage et  $P_j$  les coûts de scolarisation, y compris les coûts directs tels que les frais de scolarité, les livres, le transport, et les coûts indirects (d'opportunité). Pour l'alternative de non-scolarisation, les coûts d'école sont de zéro, donc la consommation est tout simplement égale au revenu du ménage.

L'équation (A.1) est une fonction d'utilité *conditionnelle*, elle représente l'utilité conditionnelle du ménage lorsqu'il choisit l'alternative  $j$ . Le ménage maximise l'utilité en choisissant l'alternative présentant l'utilité conditionnelle la plus élevée. Ainsi, le niveau d'utilité du ménage  $U^*$  sera :

$$(A.4) \quad U^* = \max(U_{\text{non-inscription}}, U_{\text{public}}, U_{\text{privé}})$$

Pour appliquer ce modèle de manière empirique, nous devons spécifier les fonctions d'utilité conditionnelle en termes de variables observées. Notre observation ne porte pas directement sur  $S_{ij}$ , l'amélioration du capital humain de l'enfant en conséquence d'une année de scolarisation avec l'alternative  $j$ , mais la série de données contient des informations sur les facteurs individuels et relatifs à l'école qui déterminent  $S_{ij}$ , c'est-à-dire  $X_i$ , et  $Q_j$ . Cette dernière comprend les variables des caractéristiques de l'école telles que décrites dans le texte. Par conséquent, l'utilité conditionnelle est spécifiée comme étant une fonction du revenu du ménage (représentée de façon empirique par les dépenses de consommation du ménage), des caractéristiques de l'individu et du ménage, des coûts de scolarisation et des caractéristiques de l'école. Une forme de fonction simple linéaire, fréquemment utilisée dans la littérature, serait la suivante :

$$(A.5) \quad U_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} X_i + \beta_{2j} Q_j + \beta_{3j} Y_i + \beta_{4j} P_j + e_{ij}$$

Remarquons que les coefficients  $\beta$  sont dotés des indices  $j$ , ce qui signifie que les effets des variables peuvent varier en fonction de l'alternative.<sup>81</sup> Cette spécification est essentiellement la même que celle utilisée dans les études de Mwabu et. al. (1993), Akin et. al. (1985) et d'autres encore.

Un problème lié à la spécification linéaire simple montré en (A.5) est que les effets des changements de prix sont restreints pour être les mêmes à travers les groupes de revenu. Comme il a été fait remarquer dans le développement, des spécifications plus flexibles ont amené typiquement aux conclusions que les ménages pauvres sont plus sensibles aux changements de prix. Pour faire ressortir cette flexibilité, nous faisons interagir la variable prix avec les variables dummy pour le quartile de dépenses per capita du ménage :

$$(A.6) \quad U_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} X_i + \beta_{2j} Q_j + \beta_{3j} Y_i + \beta_{4j1} P_j * \text{Quartile}_1 + \beta_{4j} P_j * \text{Quartile}_2 + \beta_{4j3} P_j * \text{Quartile}_3 + \beta_{4j4} P_j * \text{Quartile}_4 + e_{ij}$$

La variable dummy  $\text{Quartile}_k$  ( $k = 1, \dots, 4$ ) est égale à 1 si les dépenses per capita du ménage de l'individu tombe dans le quartile  $k$ , et zéro autrement. Ainsi, les calculs du modèle opèrent une séparation des réactions de sensibilité aux prix pour chaque quartile.

La fonction d'utilité conditionnelle dans (A.6) peut être écrite de manière plus compacte comme suit :

$$(A.6) \quad U_{ij} = V_{ij} + e_{ij}$$

$$\text{où } V_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} X_i + \beta_{2j} Q_j + \beta_{3j} Y_i + \beta_{4j1} P_j * \text{Quartile}_1 + \beta_{4j} P_j * \text{Quartile}_2 + \beta_{4j3} P_j * \text{Quartile}_3 + \beta_{4j4} P_j * \text{Quartile}_4$$

---

<sup>81</sup> Gertler et al. (1987) émettent une argumentation contre les coefficients prix et revenus dépendants de l'alternative, sur la base que ceci n'est pas dans la logique des postulats de base de la rationalité du consommateur. Plus récemment, toutefois, Dow (1999) offre un exposé théorique convaincant pour cette spécification.

Notre objectif est d'évaluer la probabilité de choisir une alternative scolaire donnée. La règle de décision illustrée par l'équation (A.4) implique que la probabilité de choisir une option, disons pour l'école publique, est égale à la probabilité que l'utilité tirée de l'école publique excède l'utilité tirée de chacun des autres choix (école privée et non-inscription). La forme que prend l'expression de la probabilité dépend de la supposition faite en ce qui concerne la répartition du terme d'erreur en (A.6). Une supposition commune, selon laquelle les termes d'erreur sont répartis en distribution Gumbel indépendamment et de manière identique, conduit à des probabilités de la forme logit multinomiale. Bien que facile à évaluer, ceci impose la supposition que les termes d'erreur pour les différentes alternatives ne soient pas corrélées, ce qui signifie que les facteurs non observés qui affectent l'utilité tirée d'une option ne sont pas liés à des facteurs non observés influençant une autre option. Ceci représente une supposition qui manque de réalisme pour un couple d'alternatives étroitement liées, telles que celle pour l'école publique et celle pour l'école privée.<sup>82</sup>

Au lieu de cela, comme selon ce qui ressort de plusieurs études récentes du choix du prestataire, nous évaluons les probabilités de choix comme étant des probabilités logit multinomiales emboîtées. Ceci est une généralisation du modèle logit multinomial qui permet aux termes d'erreur d'être mis en corrélation à travers les alternatives au sein d'un sous-groupe de choix liés mais non pas à travers les sous-groupes (Maddala, 1983).<sup>83</sup> Pour appliquer la pratique standard (pratique confirmée par nos évaluations), nous supposons que les termes d'erreur des choix de scolarisation, qui dans le cas présent consistent à choisir l'école publique et l'école privée, sont en corrélation. En laissant  $K = 3$  être le nombre total des alternatives et en donnant la valeur 0 à l'alternative de non-scolarisation, 1 à l'alternative d'école publique, et 2 à l'alternative d'école privée, la probabilité de choisir une option  $j$  parmi les choix dans le sous-groupe des écoles (2,3) est :

**formule :**

où le **signe** -1 est la corrélation dans les termes d'erreur pour les écoles publique et privée. Une valeur **signe** en dehors de la **range** 0,1 indique que la structure **nesting** groupant les choix pour le public et le privé est inappropriée. Si **signe** est égal à 1 (ou n'est pas, statistiquement parlant, significativement différent de 1), la corrélation des termes d'erreur est de zéro. Dans ce cas, le modèle se réduit à un modèle logit multinomial simple non emboîté.

Ces expressions de probabilités sont ajustées selon les besoins pour accommoder le fait que tous les individus n'ont pas le même nombre d'options de scolarisation parmi lesquelles choisir. En particulier, l'option pour l'école primaire privée n'est pas disponible pour plusieurs, on peut même dire pour la majorité, des ménages ruraux de notre échantillon.

---

<sup>82</sup> La supposition selon laquelle les termes d'erreurs sont indépendants, impose l'égalité des élasticités-prix croisées pour toutes les alternatives. Autrement dit, l'effet (en termes de pourcentage) d'un changement dans le prix d'une alternative sur la probabilité de choisir une autre alternative est identique pour tous les couples d'alternative.

<sup>83</sup> Le modèle logit multinomial a été introduit par Mc Fadden (1981) et utilisé par Gertler et Van der Gaag (1987) entre autres, pour analyser le choix des prestataires de services d'éducation et de santé.

En ce qui concerne les calculs de paramètre, remarquons que la règle de décision implique que ce sont les *différences* dans les fonctions  $U_{ij}$ , non pas les fonctions elles-mêmes, qui déterminent les probabilités.<sup>84</sup> Par conséquent, pour les paramètres qui varient selon le choix (tous les paramètres de notre spécification), nous évaluons non pas  $\beta_j$  mais plutôt la différence dans les paramètres associés avec les couples de choix, c'est-à-dire  $\beta_j - \beta_k$ . Il est alors nécessaire de normaliser les calculs en fixant les valeurs (par ex. à zéro) des paramètres pour l'une des alternatives, qui est alors le choix de base. Nous choisissons pour base l'alternative de non-inscription. Les calculs rapportés pour les alternatives de l'école publique et de l'école privée doivent par conséquent être interprétés comme montrant les effets des variables explicatives, sur l'utilité tirée de l'alternative relative à la non-inscription.

Nous avons évalué le modèle logit emboîté en utilisant le module NLOGIT de l'ensemble de logiciel LIMDEP. Comme nous l'avons fait remarquer plus haut, nous utilisons la même approche empirique pour estimer le choix du prestataire de services de santé. Pour cette analyse, l'option de base est la catégorie "non-traitement/soins informels", et la structure du modèle suppose que les termes d'erreur pour les trois options de soins formels sont en corrélation.

---

<sup>84</sup> Par exemple, la probabilité que l'école publique ( $j=1$ ) soit choisie est la probabilité ( $U_1 > U_2$ ,  $U_1 > U_0$ ), ce qui équivaut à  $\text{prob}(V_1 - V_2 > e_2 - e_1, V_1 - V_0 > e_0 - e_1)$ . ( $V_j - V_k$ ) dans cette expression sont des vecteurs, avec les éléments  $(\beta_j - \beta_k)x$  correspondant à chaque variable indépendante  $x$ . Ceci illustre le fait que la probabilité de choix dépend des différences dans les seuls paramètres, non de leurs valeurs absolues.