

AERC COLLABORATIVE RESEARCH PROJECT ON POVERTY II

Comprendre les facteurs déterminants de la pauvreté :

Le cas de l'éducation et de la santé en Guinée

Sékou Falil Doumbouya

Aboubacar Kaba, Ingénieur Statisticien

Groupe de Recherche et d'Analyse de la
Pauvreté et des Politiques Economiques en Guinée
(GRAPPE-GUINEE)

www.grappeguinee.org

Remerciements : Cette recherche a été réalisée sous l'égide du Consortium pour la Recherche Economique en Afrique. Elle a bénéficié des conseils scientifiques de David Sahn, Stephen Younger et Peter Glick, notamment lors de la visite des auteurs à Cornell University, Ithaca, New York. Ils ne sont nullement responsables des erreurs contenues dans ce rapport. L'étude a bénéficié aussi de l'assistance technique de Sahah Rumki et de l'assistance administrative de Kelly Doss. Les auteurs remercient également Erick Thorbeck pour ses encouragements.

Table des matières

POSITION DU PROBLEME	3
CAS D'ETUDE DE LA GUINEE	4
LES OBJECTIFS DE L'ETUDE.....	5
2. INFORMATION SUR LA GUINEE ET SOURCES DES DONNEES	5
3. ACCES AUX SERVICES D'EDUCATION DE BASE	7
Organisation du système éducatif.....	7
Les taux d'inscription scolaires par quintile de dépenses, genre.....	8
Les disparités régionales en matière d'inscriptions	11
Incidence de l'enseignement public.....	12
Les dépenses d'éducation par ménage.....	14
4. ACCES AUX SERVICES DE SANTE.....	16
Cadre général	16
Le secteur de la santé en Guinée.....	17
Taux de maladies et de consultations, par quintile de dépenses et zone.....	17
L'incidence des services publics de santé.....	20
5. ACCES AUX SERVICES D'EDUCATION ET DES SANTE : SOMMAIRE.....	22
6. ESTIMATION DE LA DEMANDE D'EDUCATION EN GUINEE.....	23
Déterminants au niveau communautaire.....	23
Déterminants de l'accès à l'école	24
Résultats empiriques	25
Présence d'infrastructures scolaires	28
Effets à attendre de la politique gouvernementale et des réformes institutionnelles....	34
7. ESTIMATION DE LA DEMANDE DE SANTE EN GUINEE Error! Bookmark not defined.	
8. REFERENCES	36
9. ANNEXE A : MODELE DU CHOIX DE PRESTATAIRE DE SERVICES.....	38

1. POSITION DU PROBLEME ET OBJECTIF

POSITION DU PROBLEME

La formulation d'une bonne politique gouvernementale nécessite des informations fiables. Les conditions initiales de l'état du bien-être des membres d'une société et qui motivent les interventions gouvernementales peuvent se détériorer en raison du manque d'informations. De plus, les politiques gouvernementales ne sont pas neutres quant à leurs effets distributifs. Il y aura des perdants et des gagnants. Comprendre les mécanismes distributifs des politiques gouvernementales est une raison fondamentale pour entreprendre leurs analyses.

Les politiques gouvernementales qui influencent la distribution des actifs, tels que ceux du capital humain, auxquels les ménages font face, affectent le bien-être des membres d'une société. En Afrique sub-saharienne, bien que plusieurs facteurs déterminent le niveau du bien-être des individus, les faibles niveaux du capital humain sont considérés comme un obstacle majeur à la croissance économique et à l'élimination de la pauvreté. Ainsi, comprendre comment les ménages répondent, en termes de leurs demandes d'éducation et de santé, aux changements de la politique gouvernementale est une composante importante de l'analyse et de la formulation de la politique gouvernementale.

Bien que le lien entre l'éducation scolaire d'un individu et sa productivité d'une part, et le lien entre les effets bénéfiques d'une santé améliorée et la productivité d'autre part, font partie des relations les mieux documentées de l'économie, les recherches récentes ont commencé à explorer les différences selon le genre et selon le milieu de résidence (rural/urbain) dans le choix (ou le non choix) du prestataire d'éducation ou de santé. Les recherches récentes ont cherché à savoir si les différences entre les garçons et les filles (ou entre les zones rurales et urbaines) dans le choix de l'inscription des enfants à l'école ou dans le choix du prestataire des soins de santé (y compris le non-soins/soins informels) sont importantes.

La préoccupation quant aux différences selon le genre et selon le milieu de résidence est motivée par plusieurs facteurs. D'abord, les disparités entre les filles et les garçons d'une part, et entre la zone rurale et la zone urbaine d'autre part, en matière d'accès à l'éducation et à la santé sont importantes en Afrique subsaharienne. Ensuite, les recherches récentes indiquent que les parents n'ont pas les mêmes préférences en matière d'investissements en capital humain pour leurs garçons et pour leurs filles. Enfin, les contraintes budgétaires auxquelles les gouvernements font face nécessitent un ciblage des bénéficiaires des projets et actions publiques.

Une compréhension de la structure de la demande d'éducation et des soins de santé est particulièrement importante dans les pays en développement. Cette information manque dans la plupart de ces pays. De plus, plusieurs de ces pays font face à des contraintes budgétaires qui réduisent les marges des décideurs.

CAS D'ETUDE DE LA GUINEE

Le besoin de ce type d'information est particulièrement crucial pour la Guinée et pour plusieurs raisons. D'abord il y a une pénurie d'informations en Guinée. Les informations socio-économiques de base existantes n'ont été collectées qu'après 1990. On sait très peu de choses en Guinée sur la structure des préférences des ménages sur leur décision concernant l'inscription de leurs enfants à l'école et sur le choix du type de traitement des individus en cas de maladie. Quelques données ont été obtenues en 1991 avec l'enquete-menage de Conakry, la capitale et la plus grande zone urbaine du pays. L'article de Glick et Sahn (1998) sur les effets de l'éducation des parents, du revenu et de la structure du ménage sur la scolarisation des filles et des garçons est la seule analyse disponible sur la demande d'éducation en Guinée. Cependant, leur analyse est incomplète en raison des limites liées aux données collectées et ces dernières sont maintenant obsolètes¹. Une enquete-ménage a été conduite au niveau national en 1991 (ESIP) mais les données sont très fragmentaires². L'enquete-menage de 1994 réalisée au niveau national n'a pas encore été utilisée pour analyser la demande d'éducation et de soins de santé. La plus récente base de données socio-économique provient de l'enquete-menage de 2002 et dont le volet consommation-revenu sera disponible en juin 2005.

Ensuite, les circonstances économiques font que le besoin d'information sur la structure de la demande d'éducation et de santé devient pertinent. Comme la plupart des pays africains, la Guinée fait face à une crise économique. Les difficultés économiques du pays au début des années 2000 proviennent pour une bonne part du déclin des revenus budgétaires provenant de l'exportation de la bauxite, de l'insécurité dans la sous-region, de la hausse des prix des produits pétroliers et de la baisse de l'aide internationale.

Ces difficultés économiques conduisent à la baisse de la qualité des services publics d'éducation et de santé et posent le défi de la poursuite des réformes de politiques économiques et des réformes institutionnelles. Avec les difficultés économiques du début des années 80, le gouvernement a depuis 1986 introduit le financement privé de l'éducation et de la santé. Ces politiques seront probablement poursuivies dans les décennies à venir. Bien qu'elles auront un impact sur tous les segments de la société, la question de la distribution de leurs coûts et bénéfices sur les différents segments de la société (ex : hommes/femmes, ruraux/urbains,...) devient préoccupante. En particulier, il y a une appréhension selon laquelle les groupes les plus vulnérables de la société seront les plus affectés. Ces politiques peuvent affecter la décision d'aller à l'école et la décision de consulter un prestataire formel de soins de santé. Le changement d'attitude de l'accès à ces services de base peut significativement affecter le bien-être des ménages. Il est alors essentiel pour les décideurs politiques de comprendre clairement les caractéristiques des groupes vulnérables en termes de statut socio-économique, de niveau de revenus, de l'utilisation des services de base, mais aussi de leurs comportements en réaction au changement de ces caractéristiques.

¹ Les données utilisées sont celles de 1991 et ne tiennent pas compte des caractéristiques communautaires et sont limitées à la zone de Conakry.

² Elle ne contient pas de volets sur le revenu et les dépenses..

LES OBJECTIFS DE L'ETUDE

L'objectif de cette étude est d'examiner les caractéristiques des indicateurs d'éducation et de santé en Guinée selon le genre, les classes de revenus, le milieu de résidence et estimer les paramètres de demande pouvant présenter un intérêt pour la politique gouvernementale.

L'hypothèse sous-jacente est que les différences du capital selon le genre, le milieu de résidence et la classe de revenus proviennent de la structure de leur demande pour le capital humain (représenté ici par l'éducation et la santé). De plus, la réponse des ménages et des individus diffèrent selon les différents segments de la société. Ces différents segments ont des caractéristiques identifiables qui peuvent être influencés par la politique gouvernementale et les réformes institutionnelles.

Cette analyse sera basée sur la plus récente base de données en Guinée quant aux caractéristiques socio-économiques. Les données de cette base ont été collectées durant l'enquête intégrée de base sur la pauvreté (EIBEP) conduite en 2002/2003 par la Direction Nationale de la Statistique en Guinée. Compte tenu du retard lié à la disponibilité des données finales de cette enquête³ et du calendrier de la présente étude, un rapport intérimaire sera préparé sur la base des données de l'enquête de 1994/95.

2. INFORMATION SUR LA GUINEE ET SOURCES DES DONNEES

Avec un revenu par habitant d'environ 430 dollars en 2003-méthode Atlas de la Banque mondiale-, la Guinée est l'un des pays en développement les moins avancés. En 1994-95, l'incidence de la pauvreté parmi les individus était de 40,3 pour cent⁴ - 52,5 et 24,3 pour cent, respectivement, en milieu rural et urbain hors Conakry-, tandis qu'un faible niveau de développement humain caractérise l'ensemble du pays⁵. La géographie⁶ et l'histoire⁷

³ Les premières données de cette enquête sont disponibles depuis le deuxième semestre de 2004 (Questionnaire Intégré sur les indicateurs de base) . Mais le volet consommation-revenu ne sera disponible qu'en juin 2005.

⁴ Selon les données de l'enquête intégrale sur les conditions de vie des ménages avec module budget et consommation de 1994—95, en prenant en compte un seuil annuel de pauvreté de 293 714 FG par habitant en 1994.

⁵ L'espérance de vie à la naissance – 46 ans en 2002 et le taux net d'inscription au primaire – 49 pour cent en 1999 – sont parmi les plus faibles en Afrique au sud du sahara (Banque Mondiale, 2004). Toutefois, selon les données de l'enquête sur le questionnaire des indicateurs de base du bien-être, la dernière estimation du taux net de fréquentation au primaire serait celle de 2002, soit 54,1. En 2001, l'indicateur de développement humain n'était que de 0,425, ce qui correspondait à un rang de 157 sur 174 pays.

⁶ La Guinée dispose d'énormes potentialités naturelles (agricole, minérale, hydraulique,...). C'est le premier exportateur et deuxième producteur mondial de la bauxite avec une part atteignant 40% des échanges mondiaux. Elle détient d'importantes réserves de plusieurs minéraux non encore exploités (fer, diamant, ...).

⁷ D'une part, la politique coloniale, d'autre part, la politique post-coloniale.

expliquent en grande partie les changements du processus de transition économique de ce pays. En effet, le cheminement du développement s'est fortement appuyé sur les dotations en ressources de bauxite et sur un quart de siècle de démantèlement des institutions de marché, suite à une rupture brusque et totale en 1958 avec la puissance colonisatrice. Cette stratégie a créé un syndrome de croissance en trompe l'œil au sens de Paul de Collier (2004) dans les années 1970 avec la mise en exploitation des gisements de bauxite de Boké et de Kindia et a engendré des résultats mitigés au début des années 1980 : régression du niveau de vie⁸, faiblesse du développement humain, recul des exportations agricoles, développement du secteur privé informel, vulnérabilité au choc pétrolier et au prix de la bauxite.

Ainsi, après la mort du premier Président en 1984, les nouveaux dirigeants mirent en place des programmes d'ajustement structurel à partir de 1985. La stratégie du nouveau gouvernement s'est appuyée sur plusieurs réformes structurelles : un programme de privatisation et une gestion macroéconomique visant le rétablissement des équilibres de base, notamment le compte courant, grâce à une maîtrise de la demande. A la fin de 1990, les mesures d'ajustement économique préalablement mises en œuvre – limitation des dépenses de l'Etat, notamment en ce qui concerne la masse salariale, dévaluation de la monnaie nationale en 1986, réformes structurelles concernant le secteur public et le système bancaire – semblent avoir contribué à réduire les déséquilibres internes et externes et à dynamiser le système productif (Banque Mondiale, 1998). Entre 1986 et 1989, la valeur des exportations a augmenté de 16% et cette augmentation provenait essentiellement des exportations non minières. Durant la même période, le produit intérieur brut a progressé de 4,5 pour cent, ce qui implique un rehaussement du niveau de vie par habitant d'environ 2 pour cent en termes réels. Cette croissance provenait essentiellement des petits exploitants agricoles et du secteur des services. De plus, le taux d'inflation a été ramené à 28 pour cent en 1989 contre 72 pour cent en 1986 à la suite de la dévaluation.

Ce nouveau cheminement de l'économie guinéenne n'a pas fondamentalement modifié la dimension socio-économique du développement. La décennie 90 et le début du millénaire ont coïncidé avec la mise en place de nouvelles institutions démocratiques, la chute du cours des produits miniers, le renchérissement du cours des produits pétroliers, l'insécurité au niveau des frontières du pays et le poids de centaines de milliers de réfugiés en provenance des pays frontaliers (Libéria, Sierra Léone, Guinée Bissau et Côte d'Ivoire).

La Guinée demeure un pays à très faible développement humain. Le taux de croissance économique est tombé en moyenne annuelle de 4,5 pour cent dans la seconde moitié des années 80 à 2,1 pour cent en 2003. En outre, bien que l'incidence du chômage pour l'ensemble du pays ne soit que de 2,9 pour cent, la capitale se démarque avec un taux de chômage de 8 pour cent en 2002.

Compte tenu de la faiblesse des progrès sociaux, les défis auxquels la Guinée est confrontée sont considérables et justifient l'adoption d'une stratégie à moyen et long

⁸ Le taux de croissance moyen du PIB par habitant et par an était de -2,05 entre 1980 et 1984

termes du développement humain et durable dont les objectifs, d'ici 2010-2012 sont : (i) croissance annuelle du PIB par habitant de 3,2 pour cent au minimum, (ii) réduction de la pauvreté monétaire à 30 pour cent, (iii) réalisation d'un taux brut de 100 pour cent de scolarisation primaire, (iv) limitation du taux brut de mortalité à 9 pour mille.

Avec de telles perspectives, le gouvernement prévoit la mise en œuvre d'une stratégie axée principalement autour de six éléments (République de Guinée, 2002).

Premièrement, il s'agit de poursuivre le processus de stabilisation et de la demande, d'une part, en maintenant une politique budgétaire restrictive tout en réorientant les dépenses vers les secteurs sociaux et, d'autre part, en pratiquant une politique monétaire prudente.

Deuxièmement, le développement du secteur privé implique un renforcement de l'environnement institutionnel - gouvernance - en particulier en ce qui concerne le cadre juridique.

Troisièmement, le développement du capital humain est un moyen de rehausser la disponibilité des actifs des plus pauvres. Ce qui implique un meilleur accès à l'éducation et la santé.

Quatrièmement, le développement rural est un moyen d'accroître les opportunités de revenus pour les pauvres.

Cinquièmement, l'orientation libérale de l'économie suppose une rationalisation accrue du secteur public : décentralisation et déconcentration de la gestion des services publics.

Sixièmement, la volonté de promouvoir un développement humain suggère aussi un effort accru de protection des couches déshéritées et vulnérables de la population.

3. ACCES AUX SERVICES D'EDUCATION DE BASE

3.1. Organisation du système éducatif

En Guinée, le système éducatif s'organise comme suit. L'école primaire (sans inclure le pré-scolaire), comprend six classes pour six années d'études. Après des études primaires réussies, sanctionnée 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 deuxième partie. Enfin, l'université comprend aussi deux niveaux de deux ou trois années (ou plus) chacun.

Malgré la politique de libéralisation de l'école, le secteur privé de l'éducation reste marginal toutefois il connaît une extension stable en réponse aux problèmes de qualité rattachés à l'enseignement public en particulier dans les zones. L'une des caractéristiques intéressantes du secteur éducatif privé en Guinée est qu'il est essentiellement rependu dans la capitale.

Selon les résultats de l'enquête, seulement 9.31% des élèves de l'enseignement primaire sont inscrits au privé, ce taux est encore plus bas au secondaire (2.4%).

3.2. Les taux d'inscription scolaires par quintile de dépenses, genre

Le Tableau 1 présente les taux d'inscription pour tout le pays pour chaque niveau d'enseignement 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. 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 7-12 ans pour l'école primaire, 13-18 ans pour l'enseignement secondaire, et 19-24 ans pour l'enseignement supérieur. 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.

Tableau 1 : Taux bruts et nets d'inscription et proportion d'inscription pour les filles et de l'enseignement privé par quintile

Niveau scolaire	Quintile des dépenses					
	1 (+ pauvres)	2	3	4	5 (+ riches)	Ens
Primaire						
Taux brut d'inscription	16.24	33.27	38.74	67.48	96.09	47.51
Taux net d'inscription	12.21	23.06	28.38	47.71	66.20	33.56
% fille	19.45	29.88	31.52	38.22	43.57	36.22
% privée	0.00	2.40	4.32	9.57	16.74	9.31
Secondaire						
Taux brut d'inscription	1.34	9.09	10.95	23.02	36.92	17.11
Taux net d'inscription	1.08	6.76	7.37	17.01	27.23	12.51
% fille	42.03	10.78	21.99	20.79	35.06	26.91
% privée	0.00	0.00	1.15	1.15	6.02	2.41
Université						
Taux brut d'inscription	0.00	0.00	0.01	1.63	3.35	1.27
Taux net d'inscription	0.00	0.00	0.00	0.62	2.11	0.71
% fille	0.00	0.00	0.00	0.00	2.13	16.58

Comme l'indique la dernière colonne des deux premières lignes, les taux moyens bruts et nets d'inscription pour l'enseignement primaire sont de 47.5% et 33.6% respectivement. Comparés à la moyenne de l'Afrique Sub saharienne pour qui, par exemple, le taux brut d'inscription dans les écoles primaires est de 66%, ces taux sont très faibles. Ils expriment l'effort que la Guinée doit fournir pour assurer l'éducation primaire à tous ses enfants.

Le tableau indique, aussi qu'il y a de grandes différences par quintile de dépenses par tête en ce qui concerne la scolarisation du primaire. Seulement 12.2% des enfants de l'âge du primaire et appartenant au quintile le plus pauvre sont inscrits, comparés à 66.2% dans le quintile supérieur. Le tableau montre aussi une disparité nette par genre (en défaveur des filles) par niveau de pauvreté. Pour le premier quintile, la part des filles dans les inscriptions au primaire est de 19.5% contre 43.6% pour le cinquième 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 16.74% contre 0.00% pour les plus pauvres. Ceci reflète sans nul doute en grande partie la différentielle entre les coûts des écoles privées et ceux des 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 au primaire. En fait, la disparité entre les quintiles inférieur et supérieur est

même plus accusée que pour l'enseignement primaire (pour le taux net on a : 1.1% contre 27.2%). A part le premier quintile, il y a de différences marquées liées au genre dans les inscriptions comparées à celle du primaire, dans le second quintile la proportion de filles est de 10.8% contre 35.1% pour le quintile supérieur. La part d'ensemble des inscriptions du secondaire privé est encore plus faible que pour l'école primaire : 2.4% contre 9.31%.

Enfin, les taux nets d'inscription pour l'université (qui était essentiellement public en 1994 en Guinée) 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 : 2,1% des sujets âgés de 19 à 24 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 des quintiles les plus bas (1, 2 et 3) ne fréquente l'université. Les filles ne représentent que 16.6% des inscrits à l'université.

Le tableau 2 montre que même après avoir tenu compte de l'écart entre urbain et rural, il existe encore des disparités significatives entre les plus pauvres et les plus riches à l'intérieur de chaque zone, en particulier en zone rural. Par exemple, les inscriptions brutes du primaire pour le quintile supérieur en zone rurale représentent environ trois (3) fois des inscriptions du quintile le plus bas. 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, tandis que le ciblage des zones rurales pour assurer l'extension de l'éducation sera généralement progressif - parce que les ménages ruraux en général sont plus pauvres que les ménages urbains.

Tableau 2 : Taux d'inscription et proportion d'inscription pour les filles et de l'enseignement privé des zones rurales et urbaines par quintile

Niveau scolaire	Quintile des dépenses					
	Rural			Urbain		
	1	5	Ensemble	1	5	Ens.
	(+ pauvres)	(+ riches)		(+ pauvres)	(+ riches)	
Primaire						
Taux brut d'inscription	16.77	45.51	27.28	65.41	112.16	93.38
Taux net d'inscription	12.80	37.04	20.74	40.12	75.83	62.62
% fille***	12.93	30.80	28.24	37.00	46.98	41.51
% privée	0.00	2.57	1.45	5.51	24.53	14.51
Secondaire						
Taux brut d'inscription	0.18	2.60	3.75	25.56	48.00	36.93
Taux net d'inscription	0.18	2.14	2.98	17.85	36.25	26.65
% fille***	0.00	12.19	6.51	25.45	41.93	29.98
% privée****	0.00	0.00	0.00	1.13	10.16	3.79
Université						
Taux brut d'inscription	0.00	0.00	0.00	0.00	5.71	2.90
Taux net d'inscription	0.00	0.00	0.00	0.00	3.41	0.02
% fille	0.00	0.00	0.00	0.00	23.76	16.58

3.3 Les disparités régionales 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 quatre régions naturelles de la Guinée et la Région spéciale de Conakry (la capitale). Le Tableau 3 attire l'attention sur l'existence de grandes disparités régionales dans la scolarisation. Les taux d'inscriptions nets aux niveaux du primaire et du secondaire sont les plus élevés dans la région de Conakry (respectivement 72.8% et 29.0%), ce qui reflète la relative aisance caractérisant la capitale par rapport aux autres régions. Suivent très loin derrière, la Guinée Forestière et la Guinée maritime qui ont respectivement un taux net de scolarité au primaire de 38.4% et 27.6%. La moyenne Guinée et la Haute Guinée ont les taux (brut et net) les plus bas aussi bien au primaire qu'au secondaire. Ces différences correspondent à la différence dans les revenus et l'incidence de la pauvreté (la différence pourrait s'expliquer par la religion : la région forestière est dominée par le christianisme alors que les quatre autres régions sont profondément islamisées). Conakry est la région la plus aisée, la moyenne Guinée et la Haute Guinée sont les deux régions les plus pauvres. Cette correspondance entre éducation régionale et disparités de revenus a des implications en ce qui concerne le ciblage.

Tableau 3 : Taux bruts et nets d'inscription par région

Niveau scolaire	Région					
	Conakry	GM	MG	HG	GF	Ens.
Primaire						
Taux brut d'inscription	110.70	40.77	27.34	32.17	51.81	47.51
Taux net d'inscription	72.85	27.59	20.62	24.29	38.39	33.56
Secondaire						
Taux brut d'inscription	40.35	14.11	8.89	9.19	12.58	17.11
Taux net d'inscription	29.02	9.74	6.33	7.19	10.15	12.51

3.4. Incidence de l'enseignement public

Après avoir analysé la scolarisation par quintile de dépenses, il sera intéressant d'examiner l'incidence des dépenses publique pour l'éducation, 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 bien dans les établissements privés que dans ceux publics - est un indicateur de la répartition des investissements faits dans le capital humain. C'est ce que les politiciens, sont en fin de compte vraisemblablement entrain d'essayer d'influencer, c'est-à-dire, de rendre plus égalitaire. 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 du tableau 4, qui compare les inscriptions dans les établissements publics 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.

Tableau 4 : Taux d'inscription per capita par niveau de l'enseignement public et quintile

de dépenses : pour l'ensemble du pays

Niveau scolaire	Quintile des dépenses					
	1 (+ pauvres)	2	3	4	5 (+ riches)	Ens.
Primaire	4.23	8.11	8.11	12.63	14.72	9.62
Secondaire	0.20	1.33	1.68	3.82	5.85	2.61
Université	0.00	0.00	0.00	0.14	0.35	0.10

Il 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; ce qui 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 par la Banque Mondiale, 1996. Rappelons que la même analyse pouvait être faite sur l'évolution du 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, utilisé ici) 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 les 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 que 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.

Le tableau 4 montre que sur la base de l'indicateur utilisé ici, l'école primaire en Guinée est plus favorable au plus riche qu'aux plus pauvres. En effet, seulement 4,2 % du quintile 1 ont accès à l'école primaire contre 14,7% pour le quintile 5. Les quintiles 2 et trois ont le même taux, 8,1% contre 12,6% pour le quatrième quintile 4.

Comme, l'enseignement primaire, celui du secondaire est plus favorable au plus riches relativement aux plus pauvres : seulement 0,2% des plus pauvres ont accès à l'école secondaire contre 5,9% pour le quintile supérieur. De manière générale, le tableau montre que les parts d'avantages de chaque quintile

augmente à mesure que le quintile s'élève, impliquant que les riches reçoivent une part disproportionnée d'avantages.

3.5. 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. En Guinée 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 19 900 FG, équivaut à 3,6 fois le montant observé dans le quintile le plus bas (5 500FG). Toutefois, si l'on mesure ces dépenses par rapport aux ressources du ménage, on trouve que le poids de la scolarisation d'un enfant à l'école primaire publique est plus lourd pour les ménages les plus pauvres. Les ménages les plus pauvres déboursent 5,41% de leur revenu pour envoyer leur enfant à l'école contre 2.11% pour les plus riches. Ceci est valable en dépit du fait que les ménages plus riches dépensent beaucoup plus en termes absolus (en franc guinéen) par élève que les ménages les plus pauvres. 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 ménages pauvres ou encore pour les ménages ruraux pour qui l'agriculture familiale constitue la plus importante source de revenu. 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.

Dans l'ensemble, les dépenses médianes par élève fréquentant l'école primaire privée sont 2,68 fois plus élevées que pour l'école primaire publique (33 200 FG, contre 12 400 FG). Nous voyons ici un modèle similaire – ou même plus prononcé en ce qui concerne l'école publique - d'augmentation des 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 4,32% des dépenses annuelles du ménage par tête, contre 2,55% pour 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.

Les dépenses du ménage par élève fréquentant l'enseignement secondaire sont beaucoup plus élevées que pour l'enseignement primaire. Par exemple, pour le secondaire public privé, la dépense moyenne des ménages pour inscrire un enfant est de 30 400 FG contre 12 400 FG soit un rapport de 2,45. Pour le privé ce rapport est de 7,29 (242 000 FG contre 33 200 FG).

Encore, l'alternative de l'enseignement privé s'avère plus coûteux : les dépenses annuelles médianes par élève fréquentant l'enseignement secondaire privé sont de 242 000 FG contre 30 400 FG 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 4,55% des dépenses moyennes du ménage par tête. Ce ratio est de 13,72% pour le quintile 2 contre 3.63% pour le quintile supérieur.

Tableau 5 : Dépenses scolaires médians du ménage par élève par type d'école

et quintile de dépenses

Niveau scolaire	Quintile des dépenses					
	1 (+ pauvres)	2	3	4	5 (+ riches)	Ens.
Primaire						
Public						
Dépenses scolaires	5 500	8 000	10 500	13 500	19 900	12 400
en tant que % des dépenses du ménage per	5.41	4.63	3.94	3.30	2.11	2.55
Privé						
Dépenses scolaires	0	15 000	13 000	26 050	47 000	33 200
en tant que % des dépenses du ménage per	0.00	8.28	4.63	6.39	4.49	4.32
Secondaire						
Public						
Dépenses scolaires	0	23 100	24 500	28 900	39 000	30 400
en tant que % des dépenses du ménage per	0.00	13.72	9.16	6.95	3.63	4.55
Privé						
Dépenses scolaires	0	0	71 400	27 500	261 125	242 000
en tant que % des dépenses du ménage per	0.00	0.00	28.84	6.24	6.22	6.41

4. ACCES AUX SERVICES DE SANTE

4.1. Cadre général

L'état sanitaire de la population guinéenne a connu une amélioration grâce notamment à la mise en œuvre de programme national du développement sanitaire (PNDS), et du programme élargi de vaccination et de soins de santé primaire et médicaments essentiels (PEV/SSP/ME). Toutefois, la situation demeure celle d'un pays pauvre : les taux de mortalité infantile, et maternelle restent encore très élevés. Ces deux indicateurs de santé résultent essentiellement de la synergie de plusieurs facteurs : pauvreté, analphabétisme, conditions épidémiologiques caractérisées par les maladies transmissibles, des malnutritions généralisées d'une part et l'inadéquations et les inégalité dans l'accès a des soins de santé de qualité pour l'ensemble de la population d'autre part.

Le taux de croissance démographique restant élevé par rapport à celui de la croissance économique, des inquiétantes sérieuses se posent en termes d'accès aux soins de santé notamment pour les plus pauvres de la population guinéenne. En effet, la dynamique endogène et exogène de la population et les performances futures de l'économie guinéenne auront des conséquences importantes sur l'état sanitaire de la population, les stratégies et les politiques sanitaires, et l'effort national qui serait nécessaire pour maintenir et étendre les acquis dans le domaine de la santé dans les années à venir.

Curieusement, malgré les besoins croissants d'accès à des soins de santé de base, la part importante du budget du ministère de la santé publique (MSP) est orientée vers les hôpitaux, les zones urbaines et le services centraux au détriment des structures sanitaires de base. A l'instar des autres pays de l'Afrique de l'Ouest, depuis quelques années, le gouvernement guinéen engage un mouvement de restructuration de l'allocation des ressources sanitaires au profil du secteur de santé de base. Ceci s'inscrit dans le cadre d'opérationnalisation de la politique nationale du développement sanitaire, qui est basée sur plusieurs stratégies, dont l'amélioration de la couverture sanitaire plus particulièrement en zones rurales et périurbaines. La mise en œuvre de la stratégie des soins de santé primaire a été systématique avec le lancement de l'Initiative de Bamako (IB) à travers tout le pays. Grâce, à la stratégie de mobilisation des ressources internes de cette initiative, les contraintes du renforcement des capacités du système sanitaire ont été allégées.

Des études de la demande des soins de santé pourraient devenir un instrument pertinent pour informer les décideurs (gouvernement guinéen) et les bailleurs de fonds sur la formulation des politiques et stratégies de financement de soins de santé. Le volet santé de cette étude s'inscrit dans ce cadre.

4.2. Le secteur de la santé en Guinée

A la date d'aujourd'hui, la santé publique en Guinée s'articule autour d'environ 395 centres de santé de base, 604 postes de santé, 7 centres médicaux- chirurgicaux et 35 hôpitaux dont 7 hôpitaux régionaux et 2 hôpitaux universitaires. Ces structures sanitaires publiques fournissent des services de santé intégrés. Dans le privé, on compte plus de 75 cabinets médicaux agréés et plus de 220 pharmacies. Au plan administratif, le secteur de la santé publique dans le pays s'organise autour de 8 directions régionales de santé pour 33 districts sanitaires (correspondent aux unités administratives dites préfectures) et la ville de Conakry, la capitale qui comprend 5 communes (dont 5 district sanitaires).

Chaque district sanitaire contient environ 10 à 13 centres de santé et un hôpital. La dispensation de soins par le secteur privé formel est en expansion, 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 restent très faibles en pourcentage du PIB, ainsi que la petite part qu'occupe, dans le budget santé, l'allocation aux médicaments et fournitures pharmaceutiques. Il en résulte que les centres de santé sont réputées ne pouvoir satisfaire qu'une portion très faible 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.

4.3. Taux de maladies et de consultations, par quintile de dépenses et zone

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 blessés au cours des quatre semaines précédant l'interview et quel traitement (consultation) a été éventuellement recherché. Le Tableau 6 présente l'incidence des maladies/blessures et type de traitement par quintile de dépenses du ménage par tête. Ce tableau concerne toutes les tranches d'âge pour l'ensemble du pays.

Dans l'ensemble, la proportion des individus déclarant avoir eu une quelconque maladie ou une blessure au cours des quatre semaines précédant l'enquête est estimée à 24,71%. De façon générale (excepté le quintile 2), 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.

Tableau 6 : Taux de maladies/blessures et traitement par quintile de dépenses

	Quintile des dépenses					Ensemble
	1 (+ pauvres)	2	3	4	5 (+ riches)	
Pourcentage déclarant une maladie ou des blessures	19,24	36,00	24,86	26,01	29,14	24,71
dont pourcentage consultant un prestataire de santé	42,34	48,72	52,17	61,52	69,12	55,93
dont pourcentage consultant soins formels	53,62	64,75	74,46	81,40	91,97	77,04
Hôpital	7,00	16,94	29,84	36,73	52,50	35,66
Centre de Santé/ /Dispensaire	68,76	63,44	46,94	43,62	29,86	44,37
Domicile	20,64	17,05	17,19	16,37	10,75	15,01
Clinique ou pharmacie	0,00	1,07	3,47	0,94	5,29	2,85
informel	46,38	35,25	25,54	18,60	8,03	22,96

La ligne suivante du tableau montre un pourcentage d'individus malades dans chaque quintile, qui recherchent un quelconque genre de soins auprès de prestataires de santé. 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, elle évolue de 42,34% pour le quintile le plus bas à 69,12% 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 sont malades. En outre, le tableau montre que lorsqu'ils recherchent un traitement, ils ont 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. Aussi le pourcentage de consultation à domicile baisse avec le quintile, il part de 20,64% pour les plus pauvres à 10,75% pour les plus riches. Il existe aussi des différences liées au revenu dans le type de recherche de soins formels. Les individus des quintiles supérieurs qui recherchent des soins formels ont parfois le choix de consulter un prestataire de services privé que ceux des quintiles inférieurs. Chez les pauvres, la grande majorité de ceux qui recherchent un traitement comptent sur le secteur public en particulier les centres de santé.

Le tableau 7 présente 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 (42,25% pour le quintile 1 contre 60,17% pour le quintile supérieur dans le milieu rural, pour la zone urbaine ces chiffres sont 44,63% et 72,34%) quoique la différence soit beaucoup plus prononcée en zone urbaine (17,73% en zone rurale contre 27,71% en zone urbaine). 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 51,11% et 66,16% respectivement, pour la zone rurale et urbaine.

Tableau 7 : Taux et type de traitement d'individus malades/blessures par zone quintile de dépenses

	Rural			Urbain		
	1	5	Ensemble	1	5	Ensemble
	(+ pauvres)	(+ riches)		(+ pauvres)	(+ riches)	
Pourcentage déclarant une maladie ou des blessures	19,28	36,00	25,03	18,44	27,26	24,06
dont pourcentage consultant un prestataire de santé	42,25	60,17	51,11	44,63	72,34	66,16
dont pourcentage consultant soins formels	52,90	82,04	67,25	70,42	94,96	93,14
Hôpital	7,47	20,27	17,02	65,05	62,50	61,27
Centre de Santé/ /Dispensaire	71,65	58,08	61,21	18,52	22,54	24,37
Domicile	20,88	20,81	19,97	16,44	8,13	9,12
Clinique ou pharmacie	0,00	0,84	1,19	0,00	6,44	4,82
informel	47,10	17,96	32,75	29,58	5,04	6,86

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 plus de 71% de l'ensemble des visites effectuées auprès des prestataires de services de santé. Remarquons également que les pourcentages sont beaucoup plus élevés, en ce qui concerne les résidents en zone urbaine, des soins formels privés (4,82% contre 1,19%), et les pourcentages plus bas des soins informels privés (6,86% pour les zones urbaines contre 32,75% pour les zones rurales).

4.4. L'incidence des services publics de santé

Dans les lignes qui suivent nous regardons brièvement 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/ blessure 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 groupes 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, inclut les visites pour des soins aussi bien curatifs que non-curatifs, bien qu'il n'inclue pas les soins pré et post - natal ou les vaccinations des jeunes enfants.

L'utilisation per capita des infrastructures publiques augmente avec le quintile. Seulement environ 4% des individus du quintile le plus pauvre ont tendance à rechercher des services de soin dans une quelconque formation sanitaire publique contre 14,77% de ceux du quintile le plus riche (voir la ligne totale public). De façon générale, on constate une évolution croissante avec le revenu, d'utilisation des formations sanitaires publiques et ceci quelque soit le type : hôpital ou centre de santé.

Pour les hôpitaux le taux d'utilisation va de 0,4% pour le quintile inférieur au 9,08% pour le quintile supérieur, pour les centres de centres de santé, ces chiffres croissent de 2,96% des plus pauvres à 5,19% des plus riches. 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. En outre, comme les riches ont plus de choix pour leurs soins, entre les prestataires privés et publiques 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.

Tableau 8 : Taux d'utilisation par quintile des services de santé par type de prestataire

et quintile de dépenses

	Quintile des dépenses					Ensemble
	1 (+ pauvres)	2	3	4	5 (+ riches)	
Public						
Hôpital	0,40	1,36	2,98	4,75	9,08	3,71
Centre de Santé/ /Dispensaire	2,96	4,81	4,41	5,41	5,19	4,56
Total Public	3,93	6,52	7,97	11,09	14,77	8,86
Privé (soins formels)	0,44	1,14	1,68	1,89	3,70	1,77

5. ACCES AUX SERVICES D'EDUCATION ET DES SANTE : 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 d'être 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 entre zone rurale et urbaine dans le 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 67% de la population guinéenne (selon l'enquête EIBC1994-1995) vivent dans les zones rurales. Dans le monde rural guinéen 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, l'incidence des services d'éducation et de santé est pratiquement régressive par tête. C'est-à-dire que les inscriptions dans les établissements publics et les consultations par personne sont plus élevées pour les quintiles supérieurs que dans les quintiles les plus bas. Les questions relatives à l'incidence des services publics sur des groupes de revenu, ne peuvent pas être séparées 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 les plus aisés. Sur la base de l'analyse statique, nous pouvons 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 aux 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 (mesurées respectivement par rapport aux dépenses du ménage per capita) sont généralement plus lourdes pour les ménages pauvres, et cela a lieu en dépit du fait que les riches paient substantiellement plus en termes absolus (c'est-à-dire en FG). Enfin, comme dans la plus part des pays en voie de développement, on trouve de différences liées au genre dans les taux d'inscription scolaire.

6. ESTIMATION DE LA DEMANDE D'EDUCATION EN GUINEE

Dans cette section, nous sommes intéressés par la spécification de la relation entre les variables dépendantes représentant le choix d'aller à l'école d'une part, et un ensemble de caractéristiques au niveau individuel, du ménage et de la communauté. Nous cherchons ici à rendre le calcul du modèle assez flexible pour permettre aux réponses des variables explicatives de différer avec le genre. De telles différences sont d'habitude validées de manière empirique : les parents ont une propension plus grande à envoyer leurs garçons à l'école que leurs filles. Auparavant, nous posons d'abord la problématique des variables communautaires.

6.1. Déterminants au niveau communautaire

La plupart des études sur les déterminants de la demande des services d'éducation et de santé analysent les déterminants au niveau individuel et au niveau des ménages. Il existe deux problèmes avec cette méthodologie traditionnelle. D'abord, dans une perspective politique, nous sommes intéressés par les impacts des facteurs tels que la proximité des services d'éducation et de santé sur la scolarisation et l'état de santé. La fourniture de ces services est un levier politique important pour améliorer les indicateurs d'éducation et de santé et pour induire un changement de comportements. Ensuite, cette proximité et les autres facteurs au niveau communautaire⁹ sont probablement corrélés avec les facteurs liés au ménage ou à l'individu. Une telle corrélation implique des biais d'omission de variables dans l'estimation des modèles qui n'incluent pas un contrôle sur les facteurs communautaires. Par exemple, dans les communautés où les services publics d'éducation sont mieux développés, l'estimation de l'effet (supposé positif) de la scolarisation des

⁹ Par exemple, la présence des travailleurs des ONG et des réseaux influence l'information sur le choix d'aller à l'école et sur le choix de consulter un prestataire formel de santé.

parents sur l'inscription des enfants à l'école sera biaisé à la hausse. Dans nos estimations, nous avons abordé ces problèmes de deux manières.

D'abord, nous avons ajouté au modèle de base des variables communautaires telles que le temps d'aller à l'école ou dans un service de santé. Ces variables traduisent l'accès et la disponibilité des infrastructures scolaires et sanitaires.

Notre seconde approche pour traiter les biais potentiels provenant de la corrélation des facteurs individuels avec les caractéristiques communautaires consiste à estimer un modèle à effets fixes en introduisant des variables indicatrices de chaque communauté à la spécification de base de notre modèle.

Par conséquent, bien que notre modèle reflète prioritairement les facteurs inhérents à la demande d'éducation ou de santé, la prise en compte des variables communautaires permet à notre modèle de traduire une combinaison de choix individuels et du rationnement de l'éducation ou de la santé.

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

6.2. Déterminants de l'accès à l'école

Un article de Glick et Sahn (1998) a montré que l'offre de travail et les gains étaient influencés à Conakry, en grande partie par le niveau d'instruction. Par ailleurs, notre analyse descriptive montre que le taux de scolarisation varie sensiblement selon le genre. Ces résultats appellent un examen des facteurs susceptibles d'influencer l'instruction en Guinée.

Dans le cadre de la présente recherche, on se propose d'examiner les déterminants de l'accès au système éducatif primaire. Les individus âgés de 7 ans à 14 ans constituent la population de référence inhérente à l'analyse de l'accès au cycle primaire en Guinée.

Un modèle probit de base est proposé pour modéliser les comportements, la variable dépendante prenant la valeur 1 si l'enfant est actuellement scolarisé et la valeur zéro autrement. S'agissant des variables indépendantes, quelques commentaires peuvent être formulés. Dans un modèle où l'éducation est un investissement en capital humain, les bénéfices et les coûts escomptés de la scolarisation constituent les déterminants de la demande d'éducation (Becker, 1975). En réalité, les facteurs pris en compte dans les modèles visant à appréhender les déterminants de l'accès à l'éducation, ne sont que des approximations des coûts et des rendements de l'éducation. Il en est ainsi parce que ces derniers ne sont pas observés¹⁰. Dans ce contexte, le modèle probit binaire utilisé englobe les variables indépendantes suivantes. Tout d'abord, étant donné l'imperfection du marché du capital et les contraintes budgétaires de la famille, la dépense par tête constitue

¹⁰ Par exemple, les bénéfices escomptés de l'éducation ne sont pas observés ; il en est de même des coûts de ceux qui ne sont pas scolarisés, ainsi que des coûts d'opportunité de l'éducation.

un facteur clé de la demande d'éducation¹¹. Néanmoins, le pouvoir explicatif de cette variable quant à la demande d'éducation présente une incertitude, puisque les données se réfèrent au moment de l'enquête, et non de l'époque où le choix des parents en matière d'inscription de leurs enfants a été fait. Cela revient à admettre que les valeurs courantes des variables explicatives sont une approximation de leurs vraies valeurs, ces dernières ayant été à l'origine des choix antérieurs en matière d'éducation. Ensuite, on peut supposer que le niveau d'éducation des parents affecte de maintes façons la décision d'inscription des enfants dans le système éducatif. Ce phénomène est bien connu. Plus l'environnement familial est riche en termes de capital humain, plus la probabilité d'inscription à l'école est élevée pour les enfants. Pour cette raison, les niveaux d'instruction du père et de la mère figurent dans le modèle probit sous forme de variables binaires. Enfin, d'autres facteurs explicatifs ont été pris en compte : les dépenses de scolarisation, le temps d'aller à l'école, l'âge, le sexe, le milieu de résidence, la structure du ménage et la localisation géographique.

6.3. Résultats empiriques

Les coefficients et les effets marginaux sont affichés dans les tableaux 9-14 et appellent plusieurs observations. En premier lieu, les tests de vraisemblance selon le genre sont significatifs¹² dans le modèle de référence. Cependant, nous estimerons notre modèle de base sur l'ensemble des individus, ce qui suppose qu'une seule équation de choix est en mesure d'exprimer, pour une population de référence donnée, la probabilité d'accès à l'école. Par la suite, on introduira un terme d'interaction selon le genre.

La qualité de l'estimation de notre modèle de base est acceptable. Le modèle du Chi² qui teste l'hypothèse nulle que tous les paramètres estimés du modèle (sauf la constante) sont nuls est significativement différent de zéro. Par contre le pseudo-R² est assez faible.

En deuxième lieu, considérons les estimations du tableau 9. Il apparaît que les filles sont très défavorisées par rapport aux garçons quant à leur accès à l'école. Le coefficient relatif au sexe féminin est négatif et est égal à -0,65 environ. Ceci indique que le genre a un impact sur le choix en faveur de la scolarisation. Les tableaux 11 et 14 montrent les estimateurs des coefficients des variables explicatives mises en interaction avec le genre.

Le tableau 11 montre que l'éducation scolaire de la mère et du père a pour effet d'augmenter la demande d'éducation pour les filles par rapport à la non-inscription. L'éducation scolaire du père a aussi pour effet d'augmenter la demande d'éducation pour les garçons, mais ce n'est pas le cas pour l'éducation scolaire de la mère.

¹¹ Pour tenir compte des effets de non linéarité de la dépense, cette dernière est entrée dans les équations sous forme logarithmique.

¹² S'agissant des déterminants de l'accès à l'école pour les garçons, le Chi² est égal à 591,63 et la probabilité que tous les paramètres estimés soient nuls est égale à zéro. Dans le cas des filles, la valeur du Chi² est de 427,07 et la probabilité que tous les paramètres estimés soient nuls est aussi égale à zéro.

De même, le revenu permanent du ménage, représenté par le logarithme de la dépense par tête, a un effet positif et fortement significatif sur la demande d'éducation aussi bien pour les filles que pour les garçons. L'effet est beaucoup plus important chez les filles.

Ces estimations suggèrent l'existence de différences importantes selon le genre des effets de l'éducation scolaire des parents et du revenu familial. Cependant, les coefficients probit ne mesurent pas leurs impacts réels en raison de la non linéarité de la structure du modèle. Les impacts réels doivent être plutôt évalués à partir des statistiques calculées sur les coefficients estimés et sur les données. Les tableaux 12 et 14 présentent les résultats d'un tel exercice.

Le tableau 12 montre qu'un niveau d'éducation secondaire ou supérieur chez la mère augmente la probabilité qu'une fille soit scolarisée par environ 30 points de pourcentage de plus que dans le cas d'une mère sans passé scolaire. Ces effets sur les filles sont plus larges que ceux calculés sur les garçons. Quant aux effets du niveau d'éducation du père, on constate qu'ils influencent plus la scolarisation de garçons par rapport aux filles. Toutefois, la différence d'impact pour les filles et les garçons du niveau d'éducation du père est moins significative par rapport à celle révélée par le niveau d'éducation de la mère.

Ces simulations indiquent que l'amélioration du niveau d'éducation de la mère a des effets plus grands sur la scolarisation des filles que sur celle des garçons. L'éducation des parents semble bien favoriser les filles. Avec une mère éduquée, les bénéfices relatifs pour les filles, définis comme la différence entre les effets induits sur leur scolarisation et ceux des garçons sont plus élevés que pour un père éduqué. Ce résultat est expliqué par des modèles d'allocation des ressources dans un ménage : les mères éduquées ont une préférence pour les filles éduquées et leur niveau d'éducation leur confère le pouvoir de diriger les ressources du ménage dans le développement du capital humain de leurs filles. Il est possible aussi que le fort effet de l'éducation de la mère sur les filles soit expliqué par le fait que les mères passent beaucoup plus de temps avec leurs filles. Ainsi, une amélioration du niveau d'éducation de la mère augmentera l'efficacité de l'apprentissage et la demande de scolarisation des filles. Les données ne nous permettent pas de tester le pouvoir explicatif de ces interprétations, mais elles semblent cohérentes avec ce que l'on sait sur les ménages en Guinée.

Parmi les variables de la structure (ou composition) du ménage, nous avons tenu compte de la fréquence de la polygamie et du fait que les ménages incluent des individus provenant de la grande famille. Ainsi, les enfants vivant dans un même ménage sont liés par plusieurs types de relations avec le chef du ménage : fils/fille et autres (neveu/niece, frères/sœurs, etc). Cette distinction peut être importante étant donné des effets présumés de ces relations sur la demande de scolarisation.

On constate l'existence de différences considérables dans les effets de la composition du ménage sur la scolarisation des filles et des garçons. Le nombre d'hommes de 21 à 65 ans augmente les probabilités d'inscription des filles et des garçons. Cette situation peut s'expliquer par 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 revenus. D'une autre manière, la présence d'un plus grand nombre d'hommes en âge de travailler implique un niveau potentiellement plus élevé de revenu ménager, donc il se peut que l'estimation capte un effet-revenu. Le différentiel d'impact de cette tranche d'âge selon le genre n'est pas significatif.

Une augmentation du nombre d'enfants de moins de cinq ans du chef du ménage n'a pas d'effet significatif sur la scolarisation des filles mais s'accompagne d'une augmentation de la scolarisation des garçons. Ceci suggère que l'association négative prédite par les modèles d'allocation du temps et des ressources entre le nombre d'enfants dans le ménage et la scolarisation n'est pas très forte dans ce cas. Ce résultat pourrait refléter aussi 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 plus prononcées pour la scolarisation des garçons que des filles.

Un plus grand nombre des autres enfants âgés de moins de cinq ans a pour conséquence de réduire les probabilités d'inscription des filles. Ceci pourrait refléter une concurrence en termes de ressources, entre les besoins scolaires des filles plus âgées et les besoins nutritionnels et autres de ces jeunes enfants, ou encore refléter le fait que les filles plus âgées sont obligées de rester à la maison pour s'occuper de leurs jeunes cadets et sont ainsi inaptes à fréquenter l'école.

Les effets du logarithme des dépenses par habitant sont plus grands chez les filles que chez les garçons. L'une des explications de l'intensité de l'effet-revenu chez les filles est que les ménages aisés peuvent recruter une aide pour les soins aux enfants et pour les autres travaux domestiques, ce qui réduit les obligations domestiques des filles (Appleton et al. 1995). Ainsi, un accroissement du revenu du ménage bénéficiera de manière disproportionnée aux filles en raison du relâchement des contraintes de temps auxquelles elles font face.

La localisation importe tout aussi bien. Par rapport à Conakry, le fait de résider à l'intérieur du pays diminue la probabilité d'inscription pour les garçons, et la tendance est réduite par le fait de résider en Guinée forestière.

Un autre résultat intéressant est que l'urbanisation accroît la probabilité de scolarisation aussi bien pour les filles que pour les garçons. Cependant, l'effet de l'urbanisation sur la scolarisation des filles est plus faible (mais la différence n'est pas significative) dans le modèle qui ne contrôle pas les effets fixes de communauté (tableau 12). Enfin, l'effet quadratique de l'âge montre que les filles âgées de plus de 10 ans et demi ont moins de chance d'être scolarisé que les filles qui n'ont pas atteint cet âge.

Tableau 9: Coefficients de régression estimés des variables sélectionnées sur la probabilité de scolarisation

Paramètre	β^*	Z
Constante	-7,049	-8,25***
Sexe^a		
Féminin	-0,654	-10,53***
Milieu de résidence^b		
Urbain	0,335	4,84***
Présence d'infrastructures scolaires		
Temps d'aller à l'école (minutes)	-0,004	-1,73*
Prix		
Dépenses scolaires	0,000	1,60
Dépense par tête		
Log dépense par tête	0,410	8,90***
Lien avec le chef du ménage^c		
Fils/fille	0,372	5,49***
Age		
Age (années)	0,234	1,97**
(Age) ²	-0,009	-1,66*
Structure du ménage		
Nombre d'enfants de même pères et âgés de moins de 5 ans	0,043	1,49
Nombre des autres enfants âgés de moins de 5 ans	-0,058	-1,29
Nombre de garçons âgés de 5 à 14 ans	-0,011	-0,64
Nombre de filles âgées de 5 à 14 ans	0,007	0,32
Nombre de garçons âgés de 15 à 20 ans	0,069	2,34**
Nombre de filles âgées de 15 à 20 ans	0,076	2,10**
Nombre de garçons âgés de 21 à 65 ans	0,085	3,04**
Nombre de filles âgées de 21 à 65 ans	0,043	1,27
Nombre d'individus âgés de plus de 65 ans	0,045	0,76
Education de la mère^d		
Primaire	-0,029	-0,18
Secondaire ou supérieur	0,449	2,52**
Education du père^d		
Primaire	0,810	5,11***
Secondaire ou supérieur	0,785	6,60***
Localisation géographique^e		
Basse Guinée	-0,135	-1,59
Moyenne Guinée	-0,349	-3,16**
Haute Guinée	-0,240	-2,04**
Guinée Forestière	-0,097	-0,99
Log de vraisemblance (pseudo)	-2988,077	
Chi ²	864,63	
Prob> Chi ²	0,00	
Pseudo R ²	0,225	
Nombre d'observations	5708	

Notes : β^* est le vecteur des paramètres probit estimés. Le z est la statistique de Wald, c'est le rapport entre β^* et l'erreur-type et $P>|z|$ est la probabilité « two-tailed » que le coefficient β^* soit égal à zéro.

^aBase=masculin ; ^bBase=rural ; ^cBase=n'est pas un enfant du chef du ménage ; ^dBase=sans passé scolaire ;

^eBase=Conakry

* Significatif à 10 pour cent ; ** Significatif à 5 pour cent ; *** Significatif à 1 pour cent.

Source : A partir des données de l'enquête ménage 1994-95 – pondération normalisée (aw)

Tableau 10: Effets marginaux des variables sélectionnées sur la probabilité de scolarisation

Paramètre	dprobit	z
Sexe^a		
Féminin	-0,247	-10,53***
Milieu de résidence^b		
Urbain	0,130	4,84***
Présence d'infrastructures scolaires		
Temps d'aller à l'école (minutes)	-0,001	-1,73*
Prix		
Dépenses scolaires	0,000	1,60
Dépense par tête		
Log dépense par tête	0,158	8,90***
Lien avec le chef du ménage^c		
Fils/fille	0,139	5,49***
Age		
Age (années)	0,090	1,97**
(Age) ²	-0,004	-1,66*
Structure du ménage		
Nombre d'enfants de même pères et âgés de moins de 5 ans	0,017	1,49
Nombre des autres enfants âgés de moins de 5 ans	-0,022	-1,29
Nombre de garçons âgés de 5 à 14 ans	-0,004	-0,64
Nombre de filles âgées de 5 à 14 ans	0,003	0,32
Nombre de garçons âgés de 15 à 20 ans	0,027	2,34**
Nombre de filles âgées de 15 à 20 ans	0,029	2,10**
Nombre de garçons âgés de 21 à 65 ans	0,033	3,04**
Nombre de filles âgées de 21 à 65 ans	0,016	1,27
Nombre d'individus âgés de plus de 65 ans	0,017	0,76
Education de la mère^d		
Primaire	-0,011	-0,18
Secondaire ou supérieur	0,177	2,52**
Education du père^d		
Primaire	0,312	5,11***
Secondaire ou supérieur	0,304	6,60***
Localisation géographique^e		
Basse Guinée	-0,051	-1,59
Moyenne Guinée	-0,131	-3,16**
Haute Guinée	-0,099	-2,04**
Guinée Forestière	-0,037	-0,99
Log de vraisemblance (pseudo)	-2988,077	
Chi ²	864,63	
Prob> Chi ²	0,00	
Pseudo R ²	0,225	
Nombre d'observations	5708	

Notes : montre le changement de point de pourcentage dans la probabilité prévue suite à un changement marginal de la variable explicative. Pour la variable k, l'expression du changement de probabilité est : $\Phi(x\beta^*) \beta_k^*$, où Φ est la fonction de densité de la loi normale, x est le vecteur des valeurs moyennes, et β^* est le vecteur des paramètres probit estimés. Le z est la statistique de Wald, c'est le rapport entre β^* et l'erreur-type et $P>|z|$ est la probabilité « two-tailed » que le coefficient β^* soit égal à zéro.

^aBase=masculin ; ^bBase=rural ; ^cBase=n'est pas un enfant du chef du ménage ; ^dBase=sans passé scolaire ;

^eBase=Conakry

* Significatif à 10 pour cent ; ** Significatif à 5 pour cent ; *** Significatif à 1 pour cent.

Source : A partir des données de l'enquête ménage 1994-95 – pondération normalisée (aw)

Tableau 11: Modèle de base élargi aux interactions avec le genre - Coefficients de régression estimés des variables sélectionnées sur la probabilité de scolarisation

Paramètres	Filles		Garçons	
	β^*	z	β^*	z
Constante	-5,070 (-4,25***)			
Sexe^a				
Féminin	-5,574	-3,33***		
Milieu de résidence^b				
Urbain	0,257	2,47**	0,385	4,18***
Présence d'infrastructures scolaires				
Temps d'aller à l'école (minutes)	-0,002	-0,70	-0,005	-1,57
Prix				
Dépenses scolaires	0,000	2,30**	0,000	0,38
Dépense par tête				
Log dépense par tête	0,538	9,14***	0,332	4,89***
Lien avec le chef du ménage^c				
Fils/fille	0,488	5,25***	0,277	2,89**
Age				
Age (années)	0,434	2,61**	0,100	0,61
(Age) ²	-0,021	-2,61**	-0,002	-0,24
Structure du ménage				
Nombre d'enfants de même pères et âgés de moins de 5 ans	-0,010	-0,25	0,091	2,23**
Nombre des autres enfants âgés de moins de 5 ans	-0,152	-2,41**	0,003	0,06
Nombre de garçons âgés de 5 à 14 ans	0,025	1,06	-0,035	-1,66*
Nombre de filles âgées de 5 à 14 ans	0,033	1,16	-0,009	-0,28
Nombre de garçons âgés de 15 à 20 ans	0,054	1,46	0,081	1,79*
Nombre de filles âgées de 15 à 20 ans	0,077	1,58	0,062	1,20
Nombre de garçons âgés de 21 à 65 ans	0,088	2,39**	0,071	1,65*
Nombre de filles âgées de 21 à 65 ans	0,074	1,53	0,021	0,47
Nombre d'individus âgés de plus de 65 ans	0,073	0,90	0,017	0,21
Education de la mère^d				
Primaire	0,282	1,28	-0,389	-1,67*
Secondaire ou supérieur	0,761	3,31***	-0,099	-0,40
Education du père^d				
Primaire	0,703	3,52***	0,999	4,05***
Secondaire ou supérieur	0,824	4,98***	0,845	5,12***
Localisation géographique^e				
Basse Guinée	0,093	0,81	-0,394	-3,16**
Moyenne Guinée	-0,113	-0,72	-0,607	-3,92***
Haute Guinée	-0,021	-0,13	-0,493	-2,96**
Guinée Forestière	0,081	0,60	-0,337	-2,35**
Log de vraisemblance (pseudo)				
Chi ²				
Prob> Chi ²				
Pseudo R ²				
Nombre d'observations				

Notes : β^* est le vecteur des paramètres probit estimés. Le z est la statistique de Wald, c'est le rapport entre β^* et l'erreur-type et $P>|z|$ est la probabilité « two-tailed » que le coefficient β^* soit égal à zéro.

^aBase=masculin ; ^bBase=rural ; ^cBase=n'est pas un enfant du chef du ménage ; ^dBase=sans passé scolaire ;

^eBase=Conakry

* Significatif à 10 pour cent ; ** Significatif à 5 pour cent ; *** Significatif à 1 pour cent.

Source : A partir des données de l'enquête ménage 1994-95 – pondération normalisée (aw)

Tableau 12: Modèle de base élargi aux interactions avec le genre - Effets marginaux des variables sélectionnées sur la probabilité de scolarisation

Paramètres	Filles		Garçons		Test d'égalité
	dprobit	z	dprobit	z	
Sexe^a					
Féminin	-0,999	-3,33***			
Milieu de résidence^b					
Urbain	0,100	2,47**	0,151	4,18***	
Présence d'infrastructures scolaires					
Temps d'aller à l'école (minutes)	-0,001	-0,70	-0,002	-1,57	
Prix					
Dépenses scolaires	0,000	2,30**	0,000	0,38	
Dépense par tête					
Log dépense par tête	0,207	9,14***	0,128	4,89***	Non**
Lien avec le chef du ménage^c					
Fils/fille	0,189	5,25***	0,107	2,89**	
Age					
Age (années)	0,167	2,61**	0,038	0,61	
(Age) ²	-0,008	-2,61**	-0,001	-0,24	Non*
Structure du ménage					
Nombre d'enfants de même pères et âgés de moins de 5 ans	-0,004	-0,25	0,035	2,23**	Non*
Nombre des autres enfants âgés de moins de 5 ans	-0,058	-2,41**	0,001	0,06	Non*
Nombre de garçons âgés de 5 à 14 ans	0,009	1,06	-0,014	-1,66*	Non*
Nombre de filles âgées de 5 à 14 ans	0,013	1,16	-0,003	-0,28	
Nombre de garçons âgés de 15 à 20 ans	0,021	1,46	0,031	1,79*	
Nombre de filles âgées de 15 à 20 ans	0,029	1,58	0,024	1,20	
Nombre de garçons âgés de 21 à 65 ans	0,034	2,39**	0,027	1,65*	
Nombre de filles âgées de 21 à 65 ans	0,028	1,53	0,008	0,47	
Nombre d'individus âgés de plus de 65 ans	0,028	0,90	0,006	0,21	
Education de la mère^d					
Primaire	0,111	1,28	-0,139	-1,67*	Non**
Secondaire ou supérieur	0,295	3,31***	-0,037	-0,40	Non**
Education du père^d					
Primaire	0,274	3,52***	0,375	4,05***	
Secondaire ou supérieur	0,318	4,98***	0,325	5,12***	
Localisation géographique^e					
Basse Guinée	0,036	0,81	-0,142	-3,16**	Non**
Moyenne Guinée	-0,043	-0,72	-0,213	-3,92***	Non**
Haute Guinée	-0,008	-0,13	-0,174	-2,96**	Non**
Guinée Forestière	0,031	0,60	-0,124	-2,35**	Non**
Log de vraisemblance (pseudo)	-2952,02				
Chi ²	1148,63				
Prob> Chi ²	0,000				
Pseudo R ²	0,2347				
Nombre d'observations	5708				

Notes : montre le changement de point de pourcentage dans la probabilité prévue suite à un changement marginal de la variable explicative. Pour la variable k, l'expression du changement de probabilité est : $\Phi(x\beta^*) \beta_k^*$, où Φ est la fonction de densité de la loi normale, x est le vecteur des valeurs moyennes, et β^* est le vecteur des paramètres probit estimés. Le z est la statistique de Wald, c'est le rapport entre β^* et l'erreur-type et $P>|z|$ est la probabilité « two-tailed » que le coefficient β^* soit égal à zéro.

^aBase=masculin ; ^bBase=rural ; ^cBase=n'est pas un enfant du chef du ménage ; ^dBase=sans passé scolaire ;

^eBase=Conakry

* Significatif à 10 pour cent ; ** Significatif à 5 pour cent ; *** Significatif à 1 pour cent.

Source : A partir des données de l'enquête ménage 1994-95 – pondération normalisée (aw)

Tableau 13: Modèle de base élargi aux interactions avec le genre en présence des variables indicatrices des communautés - Coefficients de régression estimés des variables sélectionnées sur la probabilité de scolarisation

Paramètres	Filles		Garçons		Test d'égalité
	β^a	z	β^a	z	
Sexe^a					
Masculin			6,280	3,66***	
Milieu de résidence^b					
Urbain	0,777	3,80***	0,702	3,336***	
Dépense par tête					
Log dépense par tête	0,510	8,08***	0,205	2,99**	Non***
Lien avec le chef du ménage^c					
Fils/fille	0,561	6,04***	0,299	3,17**	Non**
Age					
Age (années)	0,504	2,87**	0,246	1,48	
(Age) ²	-0,024	-2,86**	-0,008	-1,04	
Structure du ménage					
Nombre d'enfants de même pères et âgés de moins de 5 ans	0,021	0,48	0,133	3,21***	Non*
Nombre des autres enfants âgés de moins de 5 ans	-0,092	-1,40	0,058	0,94	
Nombre de garçons âgés de 5 à 14 ans	0,034	1,31	-0,007	-0,29	
Nombre de filles âgées de 5 à 14 ans	0,051	1,72*	-0,004	-0,13	
Nombre de garçons âgés de 15 à 20 ans	0,026	0,69	0,069	1,55	
Nombre de filles âgées de 15 à 20 ans	0,042	0,87	0,065	1,33	
Nombre de garçons âgés de 21 à 65 ans	0,093	2,52**	0,037	0,91	
Nombre de filles âgées de 21 à 65 ans	0,054	1,09	0,008	0,19	
Nombre d'individus âgés de plus de 65 ans	0,038	0,43	0,025	0,31	
Education de la mère^d					
Primaire	0,334	1,55	-0,462	-1,79*	Non**
Secondaire ou supérieur	0,825	3,33***	0,041	0,17	Non**
Education du père^d					
Primaire	0,693	3,40***	0,999	3,84***	
Secondaire ou supérieur	0,785	4,60***	0,733	4,28***	
Localisation géographique^e					
Basse Guinée	-1,258	-2,32**	-1,808	-3,33**	Non***
Moyenne Guinée	-0,538	-1,75*	-0,983	-3,11**	Non**
Haute Guinée	-1,005	-3,67***	-1,401	-4,83***	Non**
Guinée Forestière	0,549	1,29	0,232	0,54	Non**
Log de vraisemblance (pseudo)	-2638,81				
Chi ²	1449,10				
Prob> Chi ²	0,000				
Pseudo R ²	0,3151				
Nombre d'observations	5690				

Notes : La constante et les effets fixes ne sont pas reproduits. β^a est le vecteur des paramètres probit estimés. Le z est la statistique de Wald, c'est le rapport entre β^a et l'erreur-type et $P>|z|$ est la probabilité « two-tailed » que le coefficient β^a soit égal à zéro. Les paramètres des indicatrices des communautés ne sont pas reproduits.

^aBase=feminin ; ^bBase=rural ; ^cBase=n'est pas un enfant du chef du ménage ; ^dBase=sans passé scolaire ;

^eBase=Conakry

* Significatif à 10 pour cent ; ** Significatif à 5 pour cent ; *** Significatif à 1 pour cent.

Source : A partir des données de l'enquête ménage 1994-95 – pondération normalisée (aw)

Tableau 14: Modèle de base élargi aux interactions avec le genre en présence des variables indicatrices des communautés - Effets marginaux des variables sélectionnées sur la probabilité de scolarisation

Paramètres	Filles		Garçons		Test d'égalité
	dprobit	z	dprobit	z	
Sexe^a					
Masculin			0,995	3,66***	
Milieu de résidence^b					
Urbain	0,301	3,80***	0,272	3,336***	
Dépense par tête					
Log dépense par tête	0,192	8,08***	0,077	2,99**	Non***
Lien avec le chef du ménage^c					
Fils/fille	0,214	6,04***	0,113	3,17**	Non**
Age					
Age (années)	0,189	2,87**	0,092	1,48	
(Age) ²	-0,009	-2,86**	-0,003	-1,04	
Structure du ménage					
Nombre d'enfants de même père et âgés de moins de 5 ans	0,008	0,48	0,050	3,21***	Non*
Nombre des autres enfants âgés de moins de 5 ans	-0,035	-1,40	0,022	0,94	
Nombre de garçons âgés de 5 à 14 ans	0,013	1,31	-0,003	-0,29	
Nombre de filles âgées de 5 à 14 ans	0,019	1,72*	-0,001	-0,13	
Nombre de garçons âgés de 15 à 20 ans	0,009	0,69	0,026	1,55	
Nombre de filles âgées de 15 à 20 ans	0,016	0,87	0,025	1,33	
Nombre de garçons âgés de 21 à 65 ans	0,035	2,52**	0,014	0,91	
Nombre de filles âgées de 21 à 65 ans	0,020	1,09	0,003	0,19	
Nombre d'individus âgés de plus de 65 ans	0,014	0,43	0,009	0,31	
Education de la mère^d					
Primaire	0,131	1,55	-0,156	-1,79*	Non**
Secondaire ou supérieur	0,319	3,33***	0,016	0,17	Non**
Education du père^d					
Primaire	0,271	3,40***	0,379	3,84***	
Secondaire ou supérieur	0,305	4,60***	0,286	4,28***	
Localisation géographique^e					
Basse Guinée	-0,336	-2,32**	-0,399	-3,33**	Non***
Moyenne Guinée	-0,184	-1,75*	-0,305	-3,11**	Non**
Haute Guinée	-0,294	-3,67***	-0,362	-4,83***	Non**
Guinée Forestière	0,215	1,29	0,089	0,54	Non**
Log de vraisemblance (pseudo)	-2638,81				
Chi ²	1449,10				
Prob> Chi ²	0,000				
Pseudo R ²	0,3151				
Nombre d'observations	5690				

Notes : montre le changement de point de pourcentage dans la probabilité prévue suite à un changement marginal de la variable explicative. Pour la variable k, l'expression du changement de probabilité est : $\Phi(x\beta^*) \beta_k^*$, où Φ est la fonction de densité de la loi normale, x est le vecteur des valeurs moyennes, et β^* est le vecteur des paramètres probit estimés. Le z est la statistique de Wald, c'est le rapport entre β^* et l'erreur-type et $P>|z|$ est la probabilité « two-tailed » que le coefficient β soit égal à zéro. Les effets marginaux des indicatrices des communautés ne sont pas reproduits.

^aBase=feminin ; ^bBase=rural ; ^cBase=n'est pas un enfant du chef du ménage ; ^dBase=sans passé scolaire ;

^eBase=Conakry

* Significatif à 10 pour cent ; ** Significatif à 5 pour cent ; *** Significatif à 1 pour cent.

Source : A partir des données de l'enquête ménage 1994-95 – pondération normalisée (aw)

Implications en matière de politiques publiques

Le modèle probit du choix d'école pour les enfants montre que les décisions des parents en ce qui concerne l'envoi de leurs enfants à l'école sont influencées par le revenu, l'urbanisation, l'éducation des parents, la composition du ménage, la localisation géographique. Ces résultats comportent un certain nombre d'implications pour la politique, certaines d'entre elles étant mises en évidence dans la section précédente.

Le revenu du ménage a un impact positif sur la scolarisation des enfants et cet impact dépend du sexe des enfants. Des politiques qui conduisent à la croissance des revenus s'accompagneront par conséquent de l'effet bénéfique supplémentaire d'une augmentation des investissements consentis par le ménage pour la scolarisation de leurs enfants¹³. Ces investissements seront beaucoup plus importants chez les filles que chez les garçons. Ainsi, les politiques qui améliorent les revenus des ménages vont accroître l'équité du genre dans la scolarisation. La vitesse de réalisation de cet objectif d'équité va dépendre de la manière dont ces politiques affecteront le coût d'opportunité relatif des filles et des garçons et les rendements relatifs du marché du travail par rapport à la scolarisation des filles et des garçons.

Quant aux effets de l'éducation scolaire des parents, notamment de la mère, les politiques qui conduisent à la hausse des inscriptions auront des effets positifs d'une génération à l'autre sur la scolarisation et sur l'équité selon la scolarisation, en augmentant les investissements que ces filles feront éventuellement une fois devenues des mères, dans l'éducation de leurs propres filles. Ceci est confirmé par le fait que l'effet de l'éducation de la mère est plus fort chez les filles.

Etant donné que le taux de scolarisation des garçons est aussi faible en Guinée, il est difficile de suggérer que les efforts d'éducation doivent être dirigés sur les filles. De plus, les politiques qui font la promotion de l'éducation en général plutôt que celles ciblées sur les filles peuvent aussi servir à réduire le différentiel de scolarisation selon le genre. Mais leur efficacité sera moindre étant donné que l'effet de l'éducation du père est plus fort sur la scolarisation des garçons que sur celle des filles.

Lorsque l'on regarde le coût d'opportunité de l'éducation, les résultats présentés ici indiquent que les filles sont contraintes dans leur scolarisation par la demande qui porte sur leur temps. Dans la mesure où ces contraintes dépendent de la croyance des parents sur le rôle des filles dans l'économie du ménage, leur suppression sera un véritable défi politique. Dans le long terme, l'accroissement des substituts du travail domestique par le marché (ex : les plats préparés) et le changement de la technologie du foyer (ex : utilisation de l'électricité, des réfrigérateurs, etc) pourraient réduire la dépendance du ménage par rapport au travail des filles (Schultz, 1993). Les résultats montrent que la réduction de cette dépendance peut être déclenchée avec la croissance des revenus et

¹³ Cette conclusion s'accompagne d'une réserve. De telles politiques aboutiront à l'augmentation des rendements du travail agricole, qui conduirait certaines familles à faire travailler leurs enfants plutôt de les mettre à l'école.

l'urbanisation. Comme le note Glick et Sahn (1998), la subvention des garderies d'enfants, l'allègement du programme scolaire des filles, les campagnes publicitaires peuvent être utilisés par le gouvernement pour réduire le coût d'opportunité du temps des filles.

8. REFERENCES

Appleton, S., Hoddinott, J., Krishnan, P., Max., K., 1995. " Does the labor market explain lower schooling? Evidence from three African countries." Center for the Study of African Economies.

Arulpragasam, Jehan et Carlo del Ninno. 1994. " Price Changes and their Effect on Consumption in Conakry." Ithaca, NY: Cornell Food and Nutrition Policy Program.

Banque Mondiale. 1998. "A Socio-Economic Assessment of Welfare-Being and Poverty in Guinea." Washington DC

Del Ninno, Carlo. 1993. "Welfare and Poverty in Conakry : Assessments and Determinants." Ithaca, NY: Cornell Food and Nutrition Policy Program.

Dioubaté Y et Lachaud J.P. 1992. "Pauvreté et marché du travail à Conakry". Genève : DP/49, Institut international des études sociales.

Dioubaté Youssouf. Bah Mamadou Louda, Sylla Mandjou, Bah Mamadou Chérif. 2000. "Etude sur l'exclusion sociale en Guinée". Conakry : Direction Nationale de la Statistique

Essama-Nssah, Bonniface. 1997. "Analyse d'une répartition du niveau de vie." World Bank technical paper no. 371, Washington DC.

Glick, Peter. Iarivony, Randresta et Jean, Razafindravonona. 2000. "Services d'éducation et de sante a Madagascar: l'utilisation de determinants de la demande." Cornell Food and Nutrition Policy Program et Institut National de la Statistique, Madagascar.

Glick, Peter. 1999. "Patterns of Employment And Earnings in Madagascar." Cornell University Food and Nutrition Policy Program Working Paper No. 92, Ithaca, NY

Glick, Peter, and David E. Sahn 1998. "Schooling of girls and boys in a West African country: the effects of parental education, income, and household structure." *Economics of Education Review* 19 (2000) 63-87.

Glick, Peter, and David E. Sahn 1993. "Labor Force participation, sectoral choice, and earnings in Conakry, Guinea." Working Paper No. 43. Ithaca, NY: Cornell Food and Nutrition Policy Program.

McFadden, D. 1981. "Econometric Models of Probabilistic Choice." In *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, C. Manski and D. McFadden, eds., Chapter 5, pp. 198-272. Cambridge, MA: MIT Press, 1981.

Ministère du Plan et de la Coopération. 1991. Rapport final de l'Enquête sur les informations prioritaires Conakry : Direction Nationale de la Statistique

Ministère du Plan et de la Coopération. 1996a. Rapport final de l'Enquête Intégrale sur les conditions de vie Ménages avec Module Budget et Consommation. Conakry : Direction Nationale de la Statistique

Ministère du Plan et de la Coopération. 1996b. Un profil de pauvreté en Guinée. Conakry : Direction Nationale de la Statistique

République de Guinée. 2002. Stratégie de réduction de la pauvreté en Guinée, Conakry.

Schultz, P., 1993. "Returns to women's education." Yale University Economic Growth Center Discussion Paper No. 603.

9. ANNEXE A : MODELE DU CHOIX DE PRESTATAIRE DE SERVICES

Nous présentons dans cette section la toile de fonds théorique et la spécification économétrique du modèle de choix d'école et de prestataire de services de santé¹⁴. La présentation sera faite pour le choix du prestataire d'école. La même approche est essentiellement utilisée dans l'analyse du choix du prestataire des services de santé et de la participation au travail. 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 pas 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 de 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 et 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 :

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

où S_{ij} est une augmentation du capital humain de l'enfant résultant d'une année supplémentaire d'études à l'école de type j et C_{ij} est le niveau de consommation d'un ménage rendu possible après envoi de l'enfant selon cette 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 exemple le genre, l'éducation scolaire des parents) et des facteurs Q_i liés à la qualité de l'école :

$$(A.2) S_{ij} = S_{ij}(X_{ij}, Q_{ij})$$

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'alternance j , est égal au revenu annuel du ménage moins les coûts de scolarisation :

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

¹⁴ Cette section s'appuie sur la présentation faite par Glick (2000, 1999)

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'alternance de non – scolarisation, les coûts d'école sont nuls, 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 pressant l'utilité conditionnelle la plus élevée. Ainsi, le niveau d'utilité du ménage U^* sera :

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

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'alternance 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 . Par conséquent, l'utilité conditionnelle est spécifiée comme étant une fonction du revenu du ménage (représente 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 linéaire, fréquemment utilisée dans la littérature, serait la suivante :

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

Remarquons que les coefficients β sont dotés des indices j , ce qui signifie que les effets des variables peuvent varier en fonction de l'alternative¹⁵. 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 montre en (A.5) est que les effets de changements de prix sont restreints pour être les mêmes à travers les 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 dépense par capital du ménage :

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

¹⁵ 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.

La variable dummy $Quartile_k$ ($k=1, \dots, 4$) est égal à 1 si les dépenses par capital 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 :

$$(A.7) \quad U_{ij} = V_{ij} + e_{ij}$$

$$\text{où} \quad V_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_i + \beta_{2j}Q_j + \beta_{3j}Y_i + \beta_{4j}P_j * Quartile_1 + \beta_{4j1}P_j * Quartile_1 + \beta_{4j}P_j * Quartile_2 + \beta_{4j3}P_j * Quartile_3 + \beta_{4j4}P_j * Quartile_4$$

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 inscrire). 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 repartis en distribution Gumbel indépendamment et de manière identique, conduit à des probabilités de la forme logit multinomial. Bien que facile à évaluer, ceci impose la supposition que les erreurs sont indépendamment et identiquement distribuées. C'est-à-dire que les termes d'erreur pour 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 liées à des facteurs non observés influençant une autre option. On parle alors « indépendance des états non pertinents : IIA ». Ceci représente une supposition qui manque de réalisme pour le couple d'alternatives étroitement liées, telles que celle pour l'école publique et celle pour l'école privée¹⁶.

Au lieu de cela, comme selon ce qui ressort de plusieurs études récentes du choix du prestataires, nous évaluons les probabilités de choix comme étant des probabilités logit multinomiaux emboîtés (nombre d'alternative $K = 3$). 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 (ici ce sous groupe serait l'école publique et l'école privée) mais non pas à travers les sous groupes (Maddala, 1983)¹⁷. **Pour appliquer la pratique standard**, nous supposons que les termes d'erreur des choix de scolarisation, qui dans le cas présent consiste à choisir l'école publique et l'école privée, sont en corrélation (on pourrait le tester à partir de la statistique de test proposée par Hausman et McFadden, 1984). En prenant $K = 3$ le nombre total des

¹⁶ La supposition selon laquelle les termes d'erreurs sont iid, impose l'égalité des élasticités – prix croisées pour toutes les alternatives. Autrement dit, l'effet (en terme 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.

¹⁷ 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.

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 :

$$Prob_j = \frac{\exp\left(\frac{V_j}{\sigma}\right) \left[\sum_{k=2}^K \exp\left(\frac{V_k}{\sigma}\right) \right]^{\sigma-1}}{\exp(V_1) + \left[\sum_{k=2}^K \exp\left(\frac{V_k}{\sigma}\right) \right]^{\sigma}}$$

Où $\sigma - 1$ est la corrélation dans les termes d'erreur pour les écoles publiques et privée. Une valeur σ en dehors de l'intervalle $[0,1]$ indique que la structure *Nesting Logit* groupant les choix pour le public et le privé est inappropriée. Si σ 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 primaire privée n'est pas disponible pour plusieurs, on peut même dire pour la majorité des ménages ruraux de l'échantillon.

En ce qui concerne les calculs de paramètres, 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 probabilités¹⁸. Par conséquent, pour les paramètres qui varient selon le choix (tous les paramètres de notre spécification), nous évaluerons non pas β_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 exemple 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.

¹⁸ Par exemple, la probabilité que l'école publique ($j=1$) soit choisie est la probabilité $Prob(U_1 > U_2, U_1 > U_0)$, ce qui équivaut à la $Prob(V_1 - V_2 > e_1 - e_2, V_1 - V_0 > e_0 - e_1)$. $V_j - V_k$ dans cette expression sont des vecteurs, avec les éléments $(\beta_i - \beta_k)x$ correspondant à chaque variable indépendante x . Ceci illustre le fait que la probabilité de choix dépend des différences dans les seuls paramètres, non de leur valeurs absolues.

