

# **UNIVERSITÉ MONTESQUIEU – BORDEAUX IV**

**ECOLE DOCTORALE de SCIENCES ÉCONOMIQUES, GESTION ET DEMOGRAPHIE (E.D.42)**

**DOCTORAT ès SCIENCES ECONOMIQUES**

**Estelle NKALE BOUGHA OBOUNA**

**PAUVRETE, SANTE ET GENRE AU GABON**

Thèse dirigée par **M. Jean-Pierre LACHAUD**, Professeur  
Présentée et soutenue publiquement le 13 février 2009

## **JURY**

**M. Christophe BERGOUIGNAN**

Professeur, Université Montesquieu – Bordeaux IV

**M. Bernard CHERUBINI**

Maitre de conférences HDR, Université Victor Segalen – Bordeaux II,

**rapporteur**

**M. Jean-Pierre LACHAUD**

Professeur, Université Montesquieu – Bordeaux IV,

**directeur de thèse**

**M. Joseph TONDA**

Professeur, Université Omar Bongo,

**rapporteur**

# Remerciements

*Le travail présenté dans ce mémoire a été réalisé au sein du Laboratoire d'Analyse et de Recherche Economique –Economie et finance internationale de l'Universitaire de Bordeaux IV et du Groupe d'économie du développement. Je tiens donc tout d'abord à remercier l'ensemble du personnel enseignant et administratif pour leur accueil et leur convivialité. En particulier, les ouvrages pédagogiques et les outils informatiques spécialisés mis à ma disposition ont constitué un appui fondamental à ma recherche.*

*Mes plus vifs remerciements vont à mon directeur de thèse Monsieur le Professeur **Jean-Pierre LACHAUD** pour la confiance qu'il m'a accordé depuis le début de ce travail. Sa rigueur scientifique, ses conseils avisés, ses précieuses remarques ainsi que sa patience m'ont aidé et motivé dans la réalisation de cette thèse. Il a su m'orienter et m'apporter l'optimisme et la confiance nécessaire à la réalisation d'un tel projet. Pour tout cela, merci.*

*Je remercie également Messieurs **Joseph TONDA**, Professeur à l'Université Omar Bongo, et **Bernard CHERUBINI**, Maitre de conférences à l'Université Bordeaux II, pour m'avoir fait l'honneur d'être rapporteurs de ce travail. Je veux également remercier Monsieur **Christophe BERGOUIGNAN**, Professeur à l'Université Bordeaux IV pour sa participation au jury de cette thèse.*

*Je tiens à exprimer toute ma gratitude au **gouvernement gabonais** pour avoir financé toutes mes années d'études universitaires.*

*Enfin, un grand merci à :*

*Mon père **Augustin OBOUNA** qui a toujours cru en moi, et dont la fierté à mon égard n'a eu de cesse de me pousser à aller plus loin ;*

*Ma mère **Cécile NKALEWA**, pour sa force, son courage, son énergie et sa patience. Toutes ces qualités m'ont guidé;*

*Mon oncle **François YANGA** pour ses encouragements, son soutien moral et financier ;*

*Ma famille et plus particulièrement ma grande sœur **Ida, maman Pauline** pour leur soutien sans faille;*

*Mon mari **Honoré**, pour sa patience, son soutien et ses encouragements illimités avant et durant cette thèse. Sans lui je n'aurais peut être pas surmonté les périodes de stress et de doutes. Puisse cette thèse contribuer à la réalisation de nos rêves les plus chers...;*

*Mes filles **Yvana, Maélice et Jade-Fleur** qui m'ont comblé d'amour au cours de cette thèse ;*

*Sans oublier mes amis les plus chers, **Emmanuelle, Arnousse, Afia, Sonia, Mireille et Gabriel**;*

*Tous ceux qui m'ont aidé à Mounana, la SNI, Libreville, Marseille, Bordeaux et Lille.*

# TABLE DES MATIERES

<b>INTRODUCTION GENERALE</b>	6
1. Problématique et cadre d'analyse	11
2. Contexte économique	16
3. Objectifs et hypothèses de recherche	21
4. Méthodologie et source statistique	23
<b>CHAPITRE 1. CONTEXTE SANITAIRE DU GABON</b>	27
<b>Introduction</b>	
<b>I. Situation des indicateurs principaux des OMD liés à la santé</b>	30
A. La survie	30
1. La mortalité infanto-juvénile et infantile	32
1-1 Les affections néonatales	32
1-2 Le paludisme	33
1-3 Les diarrhées	35
1-4 Les affections respiratoires aiguës	37
2. La mortalité maternelle	38
B. La nutrition	41
C. Environnement et santé	43
<b>II. Politique sanitaire et système de santé gabonais</b>	45
A. La politique de santé	45
1 Les options fondamentales	45
2. Dimensions de la politique de santé	48
B. L'organisation du système de santé	51
1. Le secteur public (civil et militaire)	51
2. Le secteur parapublic	52
3. Le secteur privé	54
C. Les ressources sanitaires	55
1. Les infrastructures sanitaires	55
2. Les ressources humaines	59

3.	Les substances pharmaceutiques .....	62
D.	Le financement de la santé .....	65
<b>Conclusion du premier chapitre .....</b>		<b>73</b>
<b>CHAPITRE 2. PAUVRETE, MORTALITE DES ENFANTS ET GENRE .....</b>		<b>76</b>
<b>I.</b>	<b>Cadre méthodologique .....</b>	<b>80</b>
A.	Théories et concepts .....	80
1.	Fondements théoriques .....	80
2.	Cadre analytique .....	83
3.	Mesures et indicateurs de la mortalité des enfants .....	89
3-1	Taux de mortalité des enfants .....	89
3-2	Ratio de mortalité des enfants .....	90
3-3	Quotient de mortalité des enfants .....	91
B.	Méthodes d'analyses .....	92
1.	Modèle .....	92
2.	Définitions des variables .....	92
3.	Méthodes d'estimation .....	97
<b>II.</b>	<b>Evidence empirique .....</b>	<b>100</b>
A.	Analyse descriptive .....	100
1.	Caractéristiques de l'échantillon total .....	100
1-1	La mortalité infanto-juvénile .....	100
1-2	La mortalité infantile .....	103
2.	Caractéristiques des données selon le genre .....	104
2-1	La mortalité infanto-juvénile .....	104
2-2	La mortalité infantile .....	110
B.	Analyses économétriques .....	113
1.	Déterminants de la mortalité infanto-juvénile .....	113
2.	Déterminants de la mortalité infantile .....	116
<b>Conclusion du deuxième chapitre .....</b>		<b>124</b>
<b>CHAPITRE 3. PAUVRETE, MALNUTRITION DES ENFANTS ET GENRE .....</b>		<b>127</b>

## **Introduction**

<b>I.</b>	<b>Concepts et Méthodologie</b>	131
A.	Définitions et mesures	131
1.	Définitions	131
2.	Mesures de la malnutrition : les indicateurs anthropométriques	131
B.	Modélisation, données et options économétriques	135
1.	Le modèle	135
2.	Données et définition des variables	138
C.	Procédures économétriques	143
<b>II.</b>	<b>Approche empirique</b>	144
A.	Incidence et caractéristiques de la malnutrition	144
1.	Le retard de croissance	145
1-1	Incidence du retard de croissance	145
1-2	Caractéristiques générales de la malnutrition	145
1-3	Caractéristiques du retard de croissance selon le sexe du chef de ménage	149
2.	L'insuffisance pondérale	152
2-1	Incidence de l'insuffisance pondérale	152
2-2	Caractéristiques générales de l'insuffisance pondérale	152
2-3	Caractéristiques de l'insuffisance pondérale selon le sexe du chef de ménage	154
B.	Déterminants de la malnutrition	157
1.	Déterminants du retard de croissance	157
2.	Déterminants de l'insuffisance pondérale	162
	<b>Conclusion du troisième chapitre</b>	165
	<b>CHAPITRE 4. PAUVRETE, INEGALITE DE SANTE ET GENRE</b>	168
	<b>Introduction</b>	
<b>I.</b>	<b>Inégalités de santé : revue des concepts et méthodes</b>	172
A.	Inégalité pure de santé : concepts et mesures	172
1.	Concepts	172
2.	Mesures	173
B.	Inégalités sociales de santé: concepts et mesures	181
1.	Concepts	181
2.	Mesures	183
2-1	Propriétés des mesures d'inégalités sociales de santé	184
2-2	Indicateurs d'inégalités	186

<b>II.</b>	<b>Investigation empirique</b>	196
A.	Ampleur des inégalités socio-économiques de santé: le cas de la mortalité et de la malnutrition des enfants	196
1.	Inégalité de la mortalité des enfants	197
1-1	Ampleur de l'inégalité de la mortalité des enfants: approche nationale	197
1-2	Ampleur de l'inégalité de la mortalité des enfants: approche spatiale	199
1-3	Ampleur de l'inégalité de la mortalité des enfants: approche selon le genre	201
2.	Inégalité de la malnutrition des enfants	202
2-1	Ampleur de l'inégalité de la malnutrition: approche nationale	203
2.2	Ampleur de l'inégalité de la malnutrition: approche spatiale	206
2.3	Ampleur de l'inégalité de la malnutrition: approche selon le genre	208
B.	Les déterminants du niveau de l'inégalité du retard de croissance	208
1.	Méthode	208
1-1	La décomposition de l'indice de concentration	209
1-2	Modélisation, spécification des variables et procédures économétriques	210
2.	Résultats	212
	<b>Conclusion du quatrième chapitre</b>	215
	<b>CONCLUSION GENERALE</b>	218
	<b>REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES</b>	224
	<b>ANNEXES</b>	243

# INTRODUCTION GENERALE

Après cinq décennies d'appels, stratégies, campagnes, mobilisations, aides au développement, etc. déployés à l'échelle internationale en vue de lutter contre la pauvreté dans les pays en développement (PED)<sup>1</sup>, cette dernière demeure encore aujourd'hui un problème majeur. En vérité, de nos jours, la pauvreté sévit dans le monde en développement comme dans les pays développés. Ainsi, comme le fait remarquer Cohen [1997, p. 13], « Les vieilles nations occidentales sont, ainsi, rattrapées par un mal dont elles se croyaient guéries, le paupérisme ». De même, d'après Ziglio et al. [2003, p. 9], « L'ampleur du problème de la pauvreté en Europe aujourd'hui est incontestable ». Dans les PED, où la question de la pauvreté suscite un intérêt mondial et où ce phénomène est quasi généralisé, le nombre de personnes dont le niveau de vie est en dessous du minimum acceptable par les normes internationales atteignait en 1,4 milliard en 2005 [Nations Unies, 2010]. Malheureusement, même si le seuil international<sup>2</sup>, définissant le niveau de pauvreté extrême, est fixé à un niveau typique des pays très pauvres, beaucoup de gens vivent avec encore moins. En 2005, le revenu moyen de ceux qui vivaient sous le seuil de pauvreté était de 0,88 dollar [Op. cit.]. Par ailleurs, de plus en plus, la pauvreté est définie comme « la privation de capacités fondamentales –c'est-à-dire les différentes choses qu'une personne aspire à faire ou à être » plutôt que « la simple insuffisance de revenus » [Banque Mondiale, 2000]<sup>3</sup>. A cet égard, les autres dimensions de la pauvreté constituent les problèmes d'alimentation, de logement, d'habillement, de soins sanitaires, d'éducation, de chômage, etc. Ainsi, par exemple, on estime que près de 800 millions d'habitants des pays en développement souffrent en permanence de la faim [OMS, 2005a].

Par ailleurs, les groupes les plus pauvres, de même que ceux qui n'ont pas d'éducation ou vivent en milieu rural, sont souvent davantage en difficultés. Dans ce contexte, et à moins de cinq ans de la date butoir fixée pour la réalisation des Objectifs du Millénaire pour le

---

<sup>1</sup> En 1960, l'Organisation des Nations Unies proclame les années soixante comme étant la première décennie internationale du développement.

<sup>2</sup> C'est-à-dire le nombre de personnes vivant avec moins de 1,25 \$ par jour (seuil fixé par la Banque Mondiale).

<sup>3</sup> Toutefois, généralement, on reconnaît à la suite de Sen [2000 :p.95] qu'« un revenu faible constitue bien une des causes essentielles de la pauvreté, pour la raison, au moins, que l'absence de ressources est la principale source de privation des capacités élémentaires d'un individu.



Développement (OMD) dont le but central est d'éliminer la pauvreté<sup>4</sup>, il convient d'apprécier les progrès réalisés jusqu'alors dans ce domaine. A cet effet, le dernier rapport des Nations Unies sur les OMD indique que la pauvreté a diminué dans le monde en développement [ONU, 2010]. Selon ce rapport, entre 1990 et 2005 par exemple, le nombre de personnes vivant dans l'extrême pauvreté est passé de 1,8 à 1,4 milliard, réduisant leur nombre de 400 millions. En même temps, le taux de pauvreté passait de 46 à 27 pour cent. Toutefois, les réductions en matière de pauvreté se font de manière inégale entre les régions. L'Asie de l'Est a, par exemple sur la même période 1990–2005, ramené son taux de pauvreté de 60 à 16 pour cent, tandis que l'Afrique subsaharienne n'a obtenu qu'une diminution de son taux de pauvreté de 58 à 51 pour cent. Durant cette même période, le pourcentage de personnes souffrant de faim diminuait, de même que des progrès étaient enregistrés dans le domaine de l'éducation, de l'accès aux sanitaires ou encore à un logement décent<sup>5</sup>.

Au cœur des manques et déficiences humaines qui minent les pays pauvres, l'amélioration de la santé, et notamment celle de la mère et de l'enfant<sup>6</sup>, apparaît comme un élément prioritaire de l'action du développement. La situation sanitaire des pays pauvres est effectivement mauvaise, et particulièrement choquante lorsqu'on la compare à celle des pays riches. A cet égard, quelques résultats sanitaires de base, notamment ceux concernant la survie maternelle et infantile, paraissent indiscutables. C'est ainsi que, dans les PED le taux de mortalité des enfants de moins de cinq ans était estimé à 88 pour mille naissances vivantes, alors que dans les pays développés la statistique avancée était de 9 pour mille naissances vivantes [OMS, 2005a]. Ajoutons que les estimations par région du taux de mortalité des enfants de moins de cinq variaient, en fait, entre neuf pour mille naissances vivantes dans les pays développés à 172 pour mille naissances vivantes en Afrique subsaharienne [Op. cit.]. L'écart entre pays pauvres et pays riches est encore plus flagrant dans le cas des décès néonataux. En effet, presque tous les décès néonataux surviennent dans les pays à revenu faible et intermédiaire, soit 98 pour cent, contre moins de 2 pour cent dans les pays à revenu élevé [OMS, 2005a]. En plus des décès d'enfants, dans les pays pauvres, les femmes en âge de procréer sont nombreuses à mourir à cause principalement des complications liées à la grossesse et à l'accouchement. Des millions de femmes souffriront de divers handicaps,

---

<sup>4</sup> L'échéance prévue pour la réalisation des OMD est en 2015. On notera que la poursuite de ces OMD a engendré un grand nombre d'initiatives et de programmes visant principalement à réduire la pauvreté.

<sup>5</sup> Voir également le rapport 2010 des Nations Unies sur les OMD.

<sup>6</sup> La santé de la mère et de l'enfant occupe une place particulière de telle sorte que, par exemple, l'Organisation Mondiale de la Santé lui a consacré son édition 2005 du *Rapport mondial sur la santé dans le monde* qu'elle intitule « Donnons sa chance à chaque mère et à chaque enfant ».

maladies, infections et traumatismes. Et, comme l'on pouvait s'y attendre, le risque de mortalité maternelle connaît une énorme variation entre pays riches et pays pauvres. Les chiffres le confirment : d'après les récentes estimations de l'OMS, plus de 99 pour cent des décès maternels qui surviennent chaque année ont lieu dans les PED. La moitié d'entre eux ont cours en Afrique subsaharienne (265000) et moins de 1 pour cent (830) dans les pays industrialisés [OMS, 2010]. Dans les pays les moins avancés, en particulier, l'OMS [2010] fait remarquer que pour une femme, le risque moyen sur la vie de mourir de complications liées à la grossesse et à l'accouchement est 300 fois plus élevé que pour une femme vivant dans un pays industrialisé. De plus, l'OMS [2010] fait observer qu'aucun autre taux de mortalité ne va aussi loin dans l'inégalité. Parmi les indicateurs prioritaires de santé publique, reconnus au plan international, figure le taux d'insuffisance pondérale des enfants de moins de cinq ans. Dans ce domaine, les populations de pays pauvres connaissent aussi une situation critique. Pour ces populations, l'insuffisance pondérale concerne plus de 150 millions d'enfants de moins de cinq ans. De plus, on déplore également le fait que la situation se soit dégradée dans certaines régions en développement, comme en Afrique subsaharienne où le nombre d'enfants trop maigres est passé de 29 millions en 1990 à 37 millions en 2003 [OMS, 2005a]. D'une manière générale, les PED font face à plusieurs défis sanitaires. Ces derniers comprennent, évidemment, la mortalité infanto-juvénile et maternelle ainsi que la malnutrition, mais, également, une forte prévalence de maladies « tueuses » telles le VIH/SIDA, la pneumonie, le paludisme, la diarrhée ou encore la tuberculose. Cet état des choses fait qu'on arrive à des situations où, à l'heure actuelle, comme le résumait Lee [OMS, 2006a, p. xv], « dans certains des pays les plus pauvres, l'espérance de vie s'est effondrée, tombant à moins de la moitié de celle des pays les plus riches... ».

Dans ce contexte de niveau élevé de pauvreté et de résultats sanitaires préoccupants, la problématique de genre suscite un intérêt croissant parmi les analystes du développement. Au cours des dernières décennies, le débat relatif au genre dans les pays en développement s'est amplifié, et fait apparaître deux approches quant à son appréhension. D'un côté, l'approche dite d'Intégration des femmes au développement (IFD) pose comme problème essentiel l'exclusion des femmes du processus de développement. Dans ces conditions, une position majoritaire préconise de se focaliser sur les besoins spécifiques des femmes dans tous les domaines. D'un autre côté, l'approche dite Genre et Développement (GED) insiste sur les contraintes, les rôles et les relations de pouvoir inégales qui maintiennent les femmes et les filles dans une situation d'infériorité sur le plan social et économique, et en particulier,

empêchent leur pleine participation. Dès lors, une implication essentielle en termes de politique consiste notamment en un accroissement du pouvoir des femmes, et partant la transformation des relations non égalitaires. En fait, ainsi que le rappelle l'UNICEF [2006, p.1], « l'égalité des femmes et des hommes a toujours été l'un des objectifs de l'Organisation des Nations Unies (ONU). Cependant, dans la réalité, on relève des disparités dans plusieurs domaines. Le rapport de l'UNICEF sur *la Situation des enfants dans le monde 2007* [UNICEF, 2006] indique que dans beaucoup de régions en développement, les filles risquent davantage que les garçons d'être privées d'éducation secondaire. Selon ce rapport, 43 pour cent seulement des filles en âge d'aller à l'école secondaire dans le monde en développement fréquentent un établissement de ce niveau. Dans les catégories de population les plus défavorisées la scolarisation des filles est davantage compromise. En effet, le rapport 2010 des Nations Unies sur les OMD, révèle que dans l'ensemble des régions en développement, les filles des 20 pour cent de ménages les plus pauvres ont quatre fois plus de chance de ne pas être scolarisées que les garçons des ménages les plus riches. De même, les taux d'alphabétisation des femmes sont généralement plus faibles que ceux des hommes. Hormis la situation sur le plan de l'éducation, l'UNICEF [2006] informe que partout dans le monde en développement, les femmes travaillent de plus longues heures que les hommes. Au Bénin, par exemple, les femmes travaillent deux heures vingt cinq minutes de plus que les hommes. En revanche, les salaires, hors secteur agricole, sont considérablement plus faibles que ceux des hommes. Par ailleurs, les femmes sont surreprésentées dans le secteur informel, avec son absence de sécurité et d'avantages sociaux. A contrario, les emplois de haut niveau sont encore majoritairement réservés aux hommes. Pour finir, on observe des disparités de genre dans le domaine de la santé. Ainsi, par exemple, dans certaines régions d'Afrique et des Caraïbes, les jeunes femmes (âgées de 15 à 24 ans) courent un risque d'infection au VIH jusqu'à six fois plus grand que les jeunes hommes de leur âge. Au Gabon, en particulier, 60 pour cent des adultes infectés par le VIH/SIDA sont des femmes [PNUD/UNFPA, 2007].

Diverses autres formes critiques de discrimination perpétuant l'inégalité de genre méritent d'être mentionnées. Il s'agit notamment des violences faites aux femmes, de l'inégal accès au logement, aux droits de propriété et à la succession.

## 1. Problématique et cadre d'analyse

La pauvreté et la santé sont liées. Pour Wagstaff [2002], pauvreté et mauvaise santé vont de pair, et entretiennent un lien de causalité à double sens : la pauvreté engendrant la mauvaise santé et la mauvaise santé entretenant la pauvreté. En effet, comme il est décrit dans un document de l'OCDE et de l'OMS consacré à la pauvreté et à la santé dans les PED : « les pauvres sont en moins bonne santé et meurent plus jeunes. Dans cette catégorie de la population, les taux de mortalité infantile et maternelle et l'incidence de la maladie sont en moyenne plus élevés que dans d'autres catégories, avec un accès plus limité aux soins médicaux et aux dispositifs de protection sociale » [OCDE/OMS, 2003, p. 16]. Qui plus est, comme indiqué dans le document de l'OCDE/l'OMS, pour les pauvres en particulier, la santé est aussi un atout économique de première importance. Elle est la clé de leur survie. Lorsqu'un pauvre tombe malade ou se blesse, la famille entière risque de se trouver piégée dans un cercle vicieux de paupérisation face au coût élevé des soins médicaux ». Par ailleurs, ajoutent-ils, « l'amélioration de la santé a des répercussions sur les générations suivantes. Le « dividende démographique », indiquent-ils, « est particulièrement important pour les pauvres, qui ont tendance à avoir plus d'enfants et à « investir » moins dans l'éducation et la santé de chaque enfant. La taille des familles diminuant à mesure que la situation s'améliore aux plans de la santé et de l'éducation, les enfants ont plus de chances d'échapper aux conséquences que les maladies infantiles peuvent avoir sur leurs capacités intellectuelles et physiques et obtiennent de meilleurs résultats scolaires. Ils auront ensuite moins de risques de souffrir d'incapacités ou de handicaps, et donc moins de risques d'encourir des dépenses médicales excessives et plus de chances d'exploiter au mieux leur potentiel de gain. Une fois devenus adultes, ils disposeront de plus de ressources à investir dans la garde, la santé et l'éducation de leurs propres enfants [OCDE/OMS, 2003, p. 25]. Enfin, « l'investissement dans la santé est de plus en plus reconnu comme un vecteur important de développement économique et comme un préalable indispensable pour permettre aux pays en développement – et en particulier à leurs habitants pauvres – de rompre le cycle de la pauvreté. La bonne santé de la population facilite le développement par le jeu de divers mécanismes, du fait qu'elle contribue à accroître la productivité de la main-d'oeuvre, à améliorer les niveaux d'instruction et d'investissement personnel dans l'enseignement et qu'elle favorise une modification de l'évolution démographique ».

Dans ces conditions, et compte tenu de sa valeur intrinsèque au plan individuel et de son rôle déterminant pour le développement économique, la santé bénéficie aujourd'hui d'une attention plus que jamais accrue au sein de la communauté internationale, et l'amélioration de la santé des pauvres devient un objectif primordial. En fait, l'histoire du développement international nous apprend que les politiques visant à améliorer le statut de santé des pauvres, particulièrement à travers la fourniture des services de santé de base, ont constitué une préoccupation majeure tout au long de ces trente dernières années. En particulier, la déclaration d'Alma-Ata visait, de façon explicite et volontariste, l'amélioration de la santé des pauvres en général, ces derniers devant pouvoir jouir des bénéfices de santé déjà disponibles pour les catégories favorisées. Plus précisément, elle stipulait que « la santé est un droit fondamental de l'être humain », et plus loin que « les inégalités flagrantes dans la situation sanitaire des peuples [...] sont politiquement, socialement et économiquement inacceptables » [OMS, 1978, cité par Tizio, 2003]. Généralement, la politique du secteur de la santé s'est principalement intéressée aux solutions techniques de provision des services de santé ou de soins (campagnes de vaccination, soins de santé maternelle et infantile). Les problèmes de pauvreté ont été abordés dans la mesure où les décideurs politiques se sont focalisés sur la fourniture gratuite ou à bas coûts des services de base aux pauvres [Oxaal et Cook, 1998]. Depuis Alma Ata en 1980, la Déclaration du millénaire, rédigée en l'an 2000, constitue la manifestation la plus active du consensus grandissant qui s'est formé sur la nécessité de sortir les PED du « cercle vicieux de la pauvreté et de la mauvaise santé ». De fait, trois des huit objectifs du millénaire pour le développement (OMD) visent l'obtention pour 2015 d'avancées précises dans le domaine de la santé, à savoir : réduire la mortalité infantile, les décès maternels, et la propagation du VIH/SIDA, du paludisme et de la tuberculose.

En outre, l'Organisation des Nations Unies, promoteur des OMD, à travers la création d'un Groupe coordonné par son Département des affaires économiques et sociales de même qu'un grand nombre de gouvernements des PED ayant fait des OMD la pierre angulaire de leur politique de santé procèdent périodiquement à l'évaluation des progrès vers la réalisation de ces objectifs. Le dernier rapport d'évaluation des OMD présenté par les Nations Unies de 2010 a permis de confirmer le fait que la Déclaration du millénaire constituait un jalon important de la communauté internationale, car, selon ce rapport, elle a engendré des initiatives qui ont amélioré la vie de centaines de millions de personnes sur terre. Dans ce même rapport, les Nations Unies [2010, p. 3] réaffirment également l'idée qu'elles se font des

OMD. Pour les Nations Unies, « les OMD définissent les besoins humains que chacun dans le monde devrait voir satisfaits et les droits fondamentaux dont chacun devrait pouvoir jouir : une vie à l'abri de la pauvreté extrême et de la faim, une éducation de qualité, un emploi productif décent, une bonne santé et un logement, etc. ». Fondamentalement, les OMD dont le thème général porte sur la pauvreté – le premier objectif étant de réduire de moitié l'extrême pauvreté –, suggèrent que l'amélioration de la santé fait partie intégrante de l'action en vue de réduire la pauvreté. L'OMS, en tant qu'autorité directrice et coordinatrice pour toutes les questions internationales de santé et de santé publique au sein du système des Nations Unies, reconnaît depuis quelques années qu'il incombe au système de santé de contribuer aux efforts de réduction de la pauvreté. Pour ce faire, et pour agir sur les liens existant entre la santé et la pauvreté, le système de santé doit définir les actions à mener en vue de réduire les effets de la pauvreté sur la santé publique. A cet égard, les travaux de la Commission Macroéconomie et Santé (CMS), dirigée par Jeffrey Sachs, avaient pour but de permettre de faire comprendre davantage les facteurs qui influent sur la santé, confirmant de fait le lien entre la pauvreté et la santé. De fait, on doit à cette commission l'étude la plus systématique des liens observables entre la situation sanitaire, d'une part, et le développement économique et le recul de la pauvreté, d'autre part. Sur le plan micro-économique, l'OMS, dans le cadre de sa stratégie d'intégration de la problématique pauvreté et santé, peut s'appuyer sur les nombreux travaux de ses chercheurs conduits depuis 2000, qui mettent en évidence l'existence d'un lien entre la pauvreté et la santé. Par ailleurs, les nombreuses analyses micro-économiques de Lachaud [1998, 2001a ; 2003 et 2005] constituent incontestablement un apport considérable à la compréhension de cette problématique, en particulier dans les pays africains. En somme, c'est toute la communauté scientifique, les spécialistes des questions de développement comme de santé publique, en collaboration ou pas avec les grandes institutions comme l'OMS ou divers organismes des Nations Unies, qui s'est penchée sur les liens existant entre la santé et la pauvreté.

Depuis quelques années, un certain nombre de responsables du développement soutiennent l'idée qu'une relation existe entre la pauvreté et le genre. Cette thèse part de ce que, dans les années 1970, les féministes et autres défenseurs de la cause féminine ont soutenu que les femmes étaient plus pauvres que les hommes. L'expression la plus communément utilisée pour résumer cette réalité est le concept de « féminisation de la pauvreté »<sup>7</sup>. Cette idée

---

<sup>7</sup> Cagatay [1998] indique que le concept de pauvreté a été utilisé, non seulement pour exprimer l'idée que les femmes comparées aux hommes ont une plus forte incidence de pauvreté, mais, également, pour signifier que la

est devenue populaire à la fois dans la formulation des analyses de pauvreté et dans les stratégies de réduction de la pauvreté. Ainsi, prendre pour cible les femmes est devenu un moyen permettant de réduire la pauvreté qui tienne compte de la réalité de genre. Les femmes pauvres sont, par exemple, devenues une cible explicite pour les décideurs politiques dans le cadre des programmes de micro crédits et d'activités génératrices de revenus [Cagatay, 1998]. L'examen de la corrélation entre la pauvreté et le genre continue encore d'être largement abordé en termes de « féminisation de la pauvreté » ou en comparant l'état de pauvreté des hommes et des femmes. Et, de nombreuses estimations, non officielles<sup>8</sup> ou officielles tendent à confirmer ce phénomène. Récemment, par exemple, deux analyses ont mis en évidence une féminisation de l'urbanisation de la pauvreté [Medeiros, Costa, 2008 ; Lachaud, 2009]<sup>9</sup>. Dans ce contexte, pour beaucoup d'études qui tentent de saisir l'état de pauvreté aussi bien des femmes que des hommes, ou bien qui teste l'hypothèse d'une « féminisation de la pauvreté », la démarche analytique consiste à mesurer l'incidence de la pauvreté dans les ménages gérés par les femmes et à la comparer à celle de leurs homologues masculins. L'unité d'analyse est le ménage, et l'incidence de la pauvreté des femmes est rattachée à la pauvreté des ménages gérés par elles.

Aujourd'hui, il est de plus en plus question du fait que, dans nos sociétés, plusieurs inégalités persistent entre les hommes et les femmes et celles de nature économique sont marquantes. Ainsi, comme le soulignent l'OCDE/OMS [2003, p. 24], « les femmes pauvres sont moins bien loties sur les plans des revenus et des droits, au sein du ménage et de la société. [...]. Les idées ancrées dans la société et la culture quant aux rôles respectifs des hommes et des femmes sont pour beaucoup dans ces inégalités ».<sup>10</sup> De plus, dans beaucoup de sociétés, les veuves, les divorcées ou les femmes abandonnées peuvent être sujettes à l'exclusion sociale, l'isolement et au harcèlement, rendant difficile le maintien de leur niveau de vie ainsi que celui de leurs enfants [Cagatay, 1998]. Par ailleurs, dans beaucoup de pays,

---

pauvreté des femmes est plus sévère que celle des hommes et, que dans le temps, l'incidence de la pauvreté parmi les femmes est en augmentation par rapport aux hommes. On note par ailleurs que l'idée de « féminisation de la pauvreté » a influencé les objectifs politiques clés de la plate forme d'action de Beijing à la quatrième Conférence mondiale sur les femmes.

<sup>8</sup> Une équipe de chercheurs dépendant de l'ONU et appartenant au UN Development Group Task Force on MDG rapporte, en effet, que plusieurs estimations non officielles avancent que les femmes et les filles constituent la majorité des pauvres et d'exclus.

<sup>9</sup> Lachaud [2009] a, par exemple, observé que dans les grands centres urbains de Madagascar en 2005, le différentiel du ratio de pauvreté régional des chefs de ménage [femmes-hommes] croît de 0,81 points de pourcentage lorsque le taux d'urbanisation régionale augmente de 1 pour cent.

<sup>10</sup> Voir également le Rapport du PNUD [2006] : *La Situation des enfants dans le monde 2007*, qui analyse la situation des femmes et des femmes chefs de ménages, dans plusieurs domaines.

les femmes chef de ménages sont surreprésentées dans le groupe socio-économique ayant le niveau de revenu par tête le plus faible. De même, elles sont en moyenne plus vieilles et moins éduquées [Quisumbing et al. 1995]. Tous ces éléments font que, souvent, on présume que les ménages gérés par les femmes sont les plus pauvres. Cependant, les preuves disponibles sont beaucoup moins catégoriques. Les foyers ayant une femme à leurs têtes constituent un groupe hétérogène.

De fait, la communauté internationale accorde une place importante à la question de l'égalité des sexes dans la réflexion sur le développement. L'importance centrale de l'égalité des sexes pour le développement humain apparaît dans le programme du millénaire qui vise à éliminer la pauvreté –le troisième OMD étant de promouvoir l'égalité des sexes et l'autonomisation des femmes, ce qui passe notamment par l'élimination des disparités entre les sexes dans les enseignements primaire et secondaire et à tous les niveaux de l'enseignement. A cet égard, l'UNICEF [2006], dans son rapport annuel intitulé *La situation des enfants dans le monde 2007*, soutient que l'égalité des sexes est une condition essentielle à la réalisation du Programme du Millénaire, qui risque d'échouer si tous les membres de la société n'y participent pas. Selon l'UNICEF [2006] toujours, l'égalité des sexes fera sortir de la pauvreté non seulement les femmes, mais également leurs enfants, leur famille, leur communauté et leur pays. De même, un rapport de l'OCDE/OMS [2003, p. 24], avance que les inégalités entre hommes et femmes sont une cause majeure de pauvreté et de mauvaise santé. Le rapport de l'OCDE/OMS conclut par la suite que « les mesures tendant à remédier aux disparités entre hommes et femmes sont donc un volet essentiel de toute approche de la santé favorable aux pauvres ». En somme, il ressort des passages précédents, que l'inscription de l'égalité des sexes au rang des priorités du développement par la communauté internationale et les chercheurs est représentative, non seulement de la prise de conscience par ces derniers de la relation qui existe entre la pauvreté et le genre, mais également de celle qui lie la pauvreté, la santé et le genre. Ceci offre la possibilité d'envisager l'examen de la relation entre la pauvreté et la santé dans une perspective de genre. Cependant, malgré l'intérêt que représente cette problématique de la relation pauvreté et santé dans la réflexion sur le développement, sans oublier l'importance que revêt la question du genre pour l'examen de cette problématique, force est de constater que très peu d'études ont tenté de penser le développement social du Gabon en ces termes. Or, le pays est régulièrement critiqué pour ses mauvais indicateurs sociaux.



## 2. Contexte économique

Avec un Produit Intérieur Brut (PIB) par habitant estimé à 10037 \$ en 2008<sup>11</sup>, le Gabon figure sur la liste des pays à revenu intermédiaire de la tranche supérieure. Sur la base de ce PIB, le Gabon apparaît être un pays riche. Cependant, depuis le milieu des années 1980, le contexte économique de ce pays est marqué par une conjoncture économique et financière difficile. L'ampleur et la persistance de cette crise sont imputables tant à l'environnement international qu'au contexte interne.

S'agissant de l'environnement international, son effet est important dans la mesure où la crise de l'économie gabonaise est liée aux fluctuations des cours mondiaux de matières premières et du taux de change du dollar. En effet, la première grande crise de son histoire est déclenchée en 1986, suite à la baisse conjuguée du prix du baril de pétrole et du taux de change du dollar, le Gabon connaît la crise économique la plus grave de son histoire. Qui plus est, au même moment, le pays connaît un effondrement de sa production de pétrole. Cette dernière ayant baissé de 65 pour cent en 1986, par rapport à l'année 1985<sup>12</sup>. Ainsi, par exemple, entre 1985 et 1987 le budget de l'Etat a diminué de moitié passant de 679 à 360 Milliards de FCFA. En 1998, après une période 1995/1997 marquée par une croissance économique exceptionnelle – le PIB en valeur passe de 2475 Milliards de FCFA en 1995 à 2892,80 Milliards de FCFA en 1996 et atteint 3038,20 Milliards de FCFA en 1997–, le Gabon doit faire face à sa seconde grande crise. Cette deuxième crise, comme la première, trouve en partie son origine dans les soubresauts de l'économie mondiale. Plus exactement, la baisse significative du prix du baril de pétrole (passant 17,50 \$ en mars 1998 à 13,50 \$ en Mai 1998), d'une part, et la crise financière asiatique qui affecte de plein fouet la filière bois, d'autre part, plongent le pays dans une profonde récession économique. Partant de là, le pétrole, principal moteur de la croissance économique du pays, ne contribue plus qu'à hauteur de 27 pour cent du PIB contre 41,10 pour cent un an auparavant. Concernant la filière bois, la crise financière asiatique a conduit les principaux acheteurs asiatiques de bois à revoir à la baisse ou à annuler leurs commandes. Dans le même temps, le bois gabonais doit faire face à l'arrivée sur le marché mondial des bois tropicaux en provenance des pays comme l'Indonésie.

---

<sup>11</sup> PNUD [2010].

<sup>12</sup> Zomo yebe [1993].

Pour ce qui est du contexte interne, la faiblesse numérique de sa population, la faible diversification de son économie, la mauvaise allocation des ressources, la mauvaise gestion de la dette, et le « syndrome hollandais », sont autant de facteurs qui permettent de comprendre la dégradation de l'économie gabonaise. Premièrement, en effet, le Gabon est un pays faiblement peuplé. En 2008, la population du Gabon est estimée à 1.717.121 habitants<sup>13</sup>, soit une densité de 6,14 habitants/km<sup>2</sup>. Malheureusement, comme l'indique Zomo Yebe [1993], une population numériquement faible constitue un obstacle au processus d'adaptation d'une économie. Au Gabon, les problèmes posés par son sous-peuplement chronique sont notamment une insuffisance en capital humain et un marché interne étroit. Ainsi, le pays a dans les années 1980 recouru massivement à une main d'œuvre étrangère.

Deuxièmement, la faible diversification de l'économie gabonaise freine le développement de l'économie et l'expose fortement à la conjoncture extérieure. L'économie du pays est dominée par l'exploitation des ressources naturelles extraites du sol et du sous sol. Le pays compte aujourd'hui trois grands produits d'exportation : le pétrole, le manganèse et le bois. Mais, l'économie gabonaise est si dépendante du pétrole que les autres branches d'activités du secteur primaire apparaissent comme des « pâles figurants ». La forte dépendance de l'économie gabonaise vis-à-vis du pétrole s'illustre par le fait que celui-ci, en moyenne depuis dix ans, représente 50 pour cent du PIB, 60 pour cent des recettes budgétaires et 80 pour cent des recettes d'exportation<sup>14</sup>. D'une manière générale, depuis les années qui ont précédé la première crise de 1986, la part du pétrole dans les recettes budgétaires est sensiblement restée la même. Il se trouve qu'entre 1974 et 1985, le pétrole comptait pour un peu plus de 60 pour cent aux recettes budgétaires de l'Etat. C'est ainsi qu'au plus fort de la crise de 1986, alors que les recettes pétrolières s'effondraient, passant de 399,70 Milliards de FCFA en 1985 à 64,50 Milliards de FCFA en 1987, le budget de l'Etat diminuait de moitié puisque de 679 Milliards de FCFA en 1985 il tombait à 360 Milliards de FCFA en 1987 [Zomo Yebe, 1993]. De même, on note que entre 1995 et 1997, c'est-à-dire avant la crise de 1998, le pétrole participe à hauteur de 60 pour cent aux recettes de l'Etat [OCDE, 2002]. Cette domination de l'économie par le pétrole contraste avec les réalisations dans les autres domaines économiques. C'est ainsi qu'au sein du secteur primaire, d'abord, le secteur agricole (agriculture, élevage et pêche) se trouve marginalisé. Sa production, et donc sa participation dans le PIB baisse régulièrement. Par ailleurs, le secteur agricole souffre

---

<sup>13</sup> OMS [2009].

<sup>14</sup> Chiffres publiés dans le 3<sup>ème</sup> *Rapport National sur les OMD* au Gabon [2010].

également de l'exode rural, du mauvais état des routes et de la faible capacité des exploitations agricoles. Tout cela explique que, malgré des conditions idéales, terres riches, un climat tropical humide et 500.000 hectares de savane équatoriale (propice à l'élevage), le pays reste toujours tributaire à 80 pour cent des importations de denrées alimentaires. A côté du secteur primaire subsiste un secteur secondaire très faiblement développé. Ce secteur qui regroupe les industries agroalimentaires, les industries de bois, le raffinage et les BTP, ainsi que divers autres branches telles que l'électricité et l'eau, voit depuis plusieurs années sa part dans le PIB diminuer. A cet égard, on peut déplorer la faiblesse des industries de transformation de bois dans ce pays (seulement 7 pour cent de la production sont transformés) compte tenu, non seulement du potentiel exploitable théorique du bois qui est estimé à 1500 Millions de m<sup>3</sup> sur une surface de 20 Millions d'hectares, mais aussi de ce que le produit transformé est moins sensible aux variations du marché et qu'il offre 50 pour cent d'emplois de plus que la simple grume à volume égale. Le secteur tertiaire, malgré le contexte de crise, croît régulièrement.

Troisièmement, le niveau élevé des dépenses publiques et la mauvaise gestion de la dette confèrent une certaine vulnérabilité à l'économie gabonaise. En effet, les chocs pétroliers de 1973 et de 1979 ont été favorables à la croissance économique du Gabon, pays exportateur de pétrole et membre de l'organisation des pays exportateurs de pétrole (OPEP)<sup>15</sup>. Dès lors, l'Etat qui enregistre une augmentation de ses recettes et accroît sa crédibilité du pays sur les marchés financiers internationaux se lance dans une politique expansionniste. C'est ainsi que l'Etat va multiplier les créations d'entreprises<sup>16</sup> et d'emplois ; financer les infrastructures de base, multiplier les projets d'infrastructures gigantesques en privilégiant logiquement les projets gourmands en capital (ressource rare à l'époque)<sup>17</sup>. Pour financer cette dépense publique, l'Etat s'endette massivement ; entre 1984 et 1986, le montant de la dette publique a plus que doublé, et celui de la dette intérieure s'est accru de 114 pour cent [Zomo, Yebe, 1993]. Dans ces conditions, la crise économique en réduisant les recettes de l'Etat condamnait automatiquement la santé économique et financière de ses entreprises. Ceci s'explique par le fait que l'Etat qui a vu fondre ses recettes, du fait de la crise, a été amené à réduire ses subventions et ses investissements. Ce faisant, on a par exemple pu observer que, entre 1985 et 1988, les investissements de l'Etat dans le secteur pétrolier avaient diminué de

---

<sup>15</sup> En 1994, suite à la dévaluation du FRANC CFA qui double sa contribution au sein de l'OPEP le Gabon a quitté l'organisation.

<sup>16</sup> Dès 1988, par exemple, on dénombre près d'une soixantaine d'établissements créés par l'Etat.

<sup>17</sup> Voir, par exemple, Zomo Yebe [1993] pour plus d'information sur l'ampleur des investissements.

74,30 pour cent [Banque Mondiale, 1997]. Dans le même temps, l'Etat ne parvient plus à soutenir sa dette et accumule des arriérés tant sur plan intérieur qu'extérieur. Une bonne partie de la dette gabonaise aujourd'hui part de cette période. Et, selon le PNUD [2006a], cette situation compliquée est entretenue par les fluctuations des taux de change, la baisse des prix des matières premières, la détérioration des termes de l'échange, la hausse des taux d'intérêt ainsi que la baisse des prêts assortis de conditions. Enfin, l'économie gabonaise souffre du Syndrome Hollandais qui aggrave sa dépendance vis-à-vis de l'extérieur. Il s'agit, par comparaison à ce que l'on a observé en Hollande au début dès années 1970 à la suite de la découverte et de l'exploitation du gaz naturel, d'un ensemble de distorsions économiques provoquées par la rente pétrolière. La Banque Mondiale [1997] explique qu'au Gabon, le Syndrome Hollandais a engendré une contraction des secteurs non pétroliers produisant des biens échangeables, notamment l'agriculture, et à l'expansion du secteur des services.

C'est ainsi que depuis 1973<sup>18</sup>, l'économie gabonaise s'est réduite à un secteur pétrolier hypertrophié associé à une économie de consommation sans production. Par conséquent, comme ce fut le cas en 1986 ou encore en 1998, la moindre dégradation du prix du pétrole entraîne le tarissement des recettes de l'Etat, et engendre de graves déséquilibres financiers qui alourdissent sa dette.

Ce contexte explique la mise en place des programmes d'ajustement structurel (PAS) à partir de 1987. Afin de redresser les finances publiques, les PAS qui se sont succédés ont préconisé la diminution des salaires et du nombre de fonctionnaires, la diminution de l'indice de base des salaires et la réduction des dépenses d'investissement et de fonctionnement de l'Etat. Dans le domaine des finances publiques, l'ajustement prévoyait également diverses mesures destinées à élargir l'assiette fiscale comme par exemple l'élargissement de la base de la TVA ou encore la taxe sur les salaires. Des mesures relatives à la gestion des finances publiques n'ont pas été oubliées. Dans le but de promouvoir le secteur privé, les réformes recommandaient notamment une modification de la législation relative aux investissements. L'idée principale était d'infléchir certaines prédispositions protectionnistes et incitatives contenues dans le code d'investissement de l'époque (élimination des interdictions d'importations, réviser les niveaux des droits et des taxes à l'importation, suppression progressive de toute fiscalité à l'exportation, sauf pour les ressources naturelles tels que le

---

<sup>18</sup> 1973 est la date à partir de laquelle le pays enregistre, connaît la croissance économique la plus rapide de son histoire (entre 1973 et 1974 le taux de croissance du PIB réel a augmenté de 38,9 pour cent) [Banque Mondiale, 1997].

bois, le pétrole ou le manganèse, qui procurent des ressources à l'Etat). Pour promouvoir le secteur privé local, la Direction de l'Assistance et de l'Encadrement est créée, l'objectif étant de renforcer les efforts de développement des petites et moyennes entreprises. De même, pour attirer les investisseurs étrangers, un guichet unique est créé et son fonctionnement amélioré, principalement grâce à l'affectation d'un personnel suffisant. Le Gabon et les bailleurs de fonds ont reconnu l'importance de diversifier l'économie pour assurer la croissance du PIB. C'est pourquoi, les PAS ont préconisé des mesures relatives à la politique sectorielle concernant les domaines agricole, forestiers et des transports. Dans le domaine agricole, en particulier, une stratégie de développement rural a été élaborée afin de permettre à l'Etat de mieux adapter ses aides. L'interdiction d'importations d'huile végétale a également été imposée, afin de permettre à la principale industrie locale de supporter la baisse des subventions de l'Etat. La situation des entreprises publiques et parapubliques est considérée comme une des causes endogènes à la crise, et celles-ci ont été soumises aux réformes d'ajustement. La réforme clé pour ces entreprises a été la liquidation ou privatisation des plus importantes d'entre elles. Parmi lesquelles AIR GABON (transport aérien), l'OCTRA (transport ferroviaire), la SEEG (eau et électricité), la SNBG (commerce de bois), la POSTE et les TELECOMMUNICATIONS. En réalité, les mesures d'ajustement économiques mises en œuvre ne semblent pas avoir fondamentalement corrigé les distorsions internes à l'économie gabonaise. En effet, l'économie gabonaise qui demeure hautement extravertie, reste encore fortement vulnérable aux fluctuations du prix du pétrole et à la production pétrolière nationale. Dans une moindre mesure certes, mais l'économie subit également les contrechocs de la conjoncture internationale concernant les prix des autres produits d'exportation que sont le manganèse et le bois. L'environnement économique du Gabon est également marqué par un endettement public préoccupant avec un volume considérable de la dette extérieure<sup>19</sup>. De plus, malgré les réformes entreprises, les résultats du Gabon sur le plan social restent inquiétants. En ce qui concerne la privation monétaire, les résultats de l'Enquête Gabonaise pour l'Evaluation et le suivi de la Pauvreté de 2005 (EGEP, 2005) révèlent que l'incidence de la pauvreté au Gabon est d'environ 33 pour cent [EGEP, 2005]. Du point de vue de la pauvreté multidimensionnelle, le dernier *Rapport sur le Développement Humain* du PNUD<sup>20</sup> indique que le niveau de l'IDH du Gabon était de 0,64 en 2010. Ainsi, ce pays se classe en 93ème place sur 169 pays disposant de données comparables. Il faut signaler que ledit rapport du PNUD introduit l'IDH ajusté aux inégalités (IDHI), une mesure du

---

<sup>19</sup> En 2005, le service de la dette publique représentait 44,2 pour cent des dépenses budgétaires de l'Etat.

<sup>20</sup> PNUD [2010a].

développement humain qui tient compte des inégalités. D'après ce rapport, l'IDHI du Gabon en 2010 était de 0,51. Ce qui indique qu'en raison des inégalités, le développement humain moyen au Gabon (IDH) subie une « perte »<sup>21</sup>. Celle-ci se matérialise par le changement de rang du Gabon dans le classement mondial d'IDH. Le *Rapport sur le Développement Humain 2010*, relève que le pays perd effectivement cinq places [PNUD, 2010a]. Par ailleurs, le niveau de prévalence du VIH/SIDA est particulièrement élevé. En effet, la prévalence du VIH est estimée à 5,20 pour cent en 2009<sup>22</sup>. Dans le même temps, le niveau de certains indicateurs liés à l'évolution de cette maladie inquiète. Par exemple, le taux d'utilisation du préservatif lors des rapports sexuels à risque a évolué défavorablement entre 2007 et 2009, passant de 70,60 à 27,40 pour cent. De même, la prévalence du VIH chez les jeunes femmes de 15-24 ans en consultation prénatale a progressé, allant de 3,60 pour cent en 2007 à 4,80 pour cent en 2009<sup>23</sup>.

Il ne fait aucun doute que les défis auxquels le Gabon est confronté sont considérables, et justifient la poursuite des réformes économiques. Mais, ce cheminement requiert que soit intégré un volet social. A cet égard, le document de politique économique du Gabon de 2004–2005 à été conçu, d'une part, dans l'esprit des PAS antérieurs et, d'autre part, sur la base des orientations inscrites dans le Document de Stratégie de Croissance et de Réduction de la Pauvreté (DSCR) de 2002. Ainsi, à côté des objectifs d'assainissement des finances publiques et de croissance économique, figure en bonne place l'objectif de réduction de la pauvreté. Aussi, il importe de souligner qu'en matière de lutte contre la pauvreté, le DSCR met l'accent sur diverses mesures dont l'amélioration de l'efficacité du système de santé. Dès lors, il ne fait aucun doute que la portée de la politique économique du Gabon requiert, en partie, que soit questionnée la relation entre la pauvreté et la santé.

### **3. Objectifs et hypothèses de recherche**

La présente recherche a pour objectif central de contribuer, sur le plan théorique et empirique, à la connaissance de la relation entre la pauvreté et la santé au Gabon. Ce faisant, nous espérons dégager des voies à suivre qui contribueront à combler le fossé qui sépare le

---

<sup>21</sup> La « perte » représente la différence entre l'IDH et l'IDHI.

<sup>22</sup> Ce chiffre publié par la Direction Générale de la Prévention du Sida est cité dans le 3<sup>ème</sup> *Rapport National sur les OMD* au Gabon [2010].

<sup>23</sup> Chiffres émanant du 3<sup>ème</sup> *Rapport National sur les OMD* au Gabon [2010].

niveau du PIB par habitant du Gabon à celui de ses indicateurs sociaux<sup>24</sup>. En effet, dans un contexte de mauvais résultats en matière de santé et de pauvreté grandissante pour les populations gabonaises, il importe de s'interroger sur les relations possibles entre le phénomène de pauvreté et la santé au Gabon. Dans cette perspective, bien que reconnaissant que la relation entre la pauvreté et la santé soit à double sens, nous faisons le choix de l'appréhender dans une direction, à savoir l'influence de la pauvreté sur la santé. Dès lors, quel est l'impact de la pauvreté sur la santé au Gabon ? Dans cette étude, la réponse à cette question nous amène à préciser un certain nombre d'options analytiques. Il importe principalement de préciser de quelle manière nous comptons mesurer la pauvreté et de quel indicateur de santé il sera question.

De l'objectif général mentionné plus haut, et des questions s'y référant, découlent quelques objectifs spécifiques. Tout d'abord, pour mieux appréhender les effets de la pauvreté sur la santé au Gabon, un examen approfondi du contexte sanitaire s'avère nécessaire. A partir de là, il sera possible de réaliser une étude de l'impact de la pauvreté sur la santé, notamment, celle des enfants. A cet égard, dans la mesure où l'état de santé est influencé par un éventail de facteurs parmi lesquels compte évidemment la pauvreté, mais aussi le niveau d'instruction des parents et l'environnement sanitaire, l'étude vise également à appréhender les déterminants de la santé des enfants. Ensuite, étant donné que très peu de recherches ont été consacrées à la problématique des inégalités socio-économiques de santé au Gabon, le but de la présente étude est de contribuer à combler partiellement, d'une part, le déficit d'information relative à l'ampleur de l'inégalité de santé et, d'autre part, les relations qui prévalent entre cette dernière et la pauvreté au Gabon. Enfin, la recherche propose de tester la présence de comportement différencié en matière de santé selon le genre – sexe du chef de ménage. Dans ce contexte, si et seulement si ce test est significatif, une approche comparative tentera de mettre en évidence les similitudes et les différences selon le sexe du chef de ménage, non seulement par rapport aux facteurs de la santé, mais aussi en ce qui concerne les facteurs de son inégalité.

Il importe maintenant de préciser les hypothèses qui sous-tendent cette recherche. Ces hypothèses sont essentiellement au nombre de trois :

---

<sup>24</sup> En référence à un constat récurrent qui aboutit à résumer la situation Gabon, comme l'ont fait Damour et al. [2002. p.13], en les termes suivants : « pays "nanti" mais socialement sous-développé ».

- (i) bien que la relation entre la pauvreté et la santé soit à double sens, la pauvreté –la variable d’intérêt – est considérée comme un facteur exogène et prédéterminé ;
- (ii) de manière générale la pauvreté affecte négativement l’état de santé au Gabon ;
- (iii) malgré l’impact de divers facteurs, comme le niveau d’éducation des femmes et le milieu de résidence sur l’état de santé de la population, la pertinence de l’effet de la pauvreté subsiste.

#### 4. Méthodologie et source statistique

A partir des objectifs et des hypothèses qui viennent d’être présentés, la présente recherche s’organisera autour de quatre chapitres. *Le premier chapitre* s’attachera à présenter le contexte sanitaire du Gabon. Ainsi, une première section sera consacrée à un examen de la situation des indicateurs principaux des OMD liés à la santé, en passant en revue les causes majeures de ces problèmes de santé. Une deuxième section exposera la politique de santé ainsi que le système de soins gabonais.

*Le deuxième chapitre* ouvre la voie à notre examen empirique de la relation entre la pauvreté et la santé au Gabon, et nous amène à préciser un certain nombre d’éléments d’analyse. Premièrement, tout au long de notre étude empirique, la pauvreté des ménages sera appréhendée en termes d’actifs possédés par ces derniers –hormis la terre. En effet, il est parfois soutenu qu’un indice, fondé sur la disponibilité de certains actifs physiques des ménages, peut constituer une bonne approximation de la richesse à long terme de ces derniers<sup>25</sup>. Il est à remarquer que cette approche, qui fonde un grand nombre de travaux, a également été reconnue comme offrant un classement des individus en fonction de leur niveau de vie, très proche de celui que fournit par l’approche basée sur les dépenses des ménages [Filmer et Pritchett, 2001]. Deuxièmement, la santé sera prise en compte à l’aide d’indicateurs de mauvaise santé des enfants. Ces indicateurs sont les mesures de la mortalité des enfants – *mortalité infantile et infanto-juvénile*– et les mesures anthropométriques de leur malnutrition –retard de croissance et insuffisance pondérale. Troisièmement, le test de Chow est mis en œuvre pour tester l’existence de comportement différencié en matière de santé selon le genre,

---

<sup>25</sup> Wagstaff, Paci, Van Doorslaer [1991]; Filmer, Pritchett [1999], [2001]; Gwatkin, Rustein, Johnson, Pande, Wagstaff [2000].



c'est-à-dire, ici, le sexe du chef de ménage. Quatrièmement, en supposant que la dynamique des décisions au sein du ménage peut avoir un impact important et direct sur la santé des enfants, le modèle théorique qui fonde la présente recherche découle des modèles de comportement des ménages en termes d'investissement en capital humain [Becker, 1965, 1981 ; Schultz, 1984] et des modèles de ménages agricoles [Singh et al. 1986, Pitt et al. 1986, Berman et al. 1994]. Plus précisément, selon Schultz [1984], le fondement théorique de ces modèles repose sur une fonction d'utilité qui dépend de la santé et de la nutrition de chaque membre du ménage ainsi que des biens acquis et issus de la production du ménage. Par ailleurs, il est à souligner que, dans ce type de modèles, les décisions de production et de consommation de la santé sont prises simultanément et de façon interdépendante les unes des autres<sup>26</sup>. Dans ce cas, ainsi que le fait remarquer Charasse [1999], d'une part, le prix implicite de la santé est déterminé au sein de l'entité familiale et, d'autre part, la santé d'un individu est le produit de décisions individuelles et familiales dans un environnement donné. Cinquièmement, il importe de mentionner que, notre étude propose de contribuer à la littérature visant à appréhender la relation entre la santé des enfants et la pauvreté, en s'appuyant sur le cadre d'analyse empirique de Mosley et Chen [1984]. Compte tenu de ces éléments d'analyse et de modélisation, *le deuxième chapitre* proposera en particulier un examen des déterminants de la mortalité des enfants, exprimée en termes de mortalité infantile et infanto-juvénile, en mettant l'accent sur la pauvreté –exprimée en termes d'actifs des ménages. Dans ce cadre, une première section sera largement consacrée à la présentation des fondements de la modélisation théorique et empirique des déterminants de la santé des enfants, en général, et de leur mortalité, en particulier. Une seconde section explicitera, d'une part, les caractéristiques de la mortalité des enfants au Gabon et, d'autre part, ses déterminants. Précisons que nous observerons la configuration des caractéristiques de la mortalité selon le sexe du chef de ménage.

*Le troisième chapitre* portera sur une analyse de la relation entre la pauvreté et la malnutrition ainsi que des facteurs de cette dernière. Ainsi que nous le mentionnions la malnutrition est exprimée par *le retard de croissance* et *l'insuffisance pondérale*. Dans le même esprit que le deuxième chapitre, une première section développera les concepts et la méthodologie adoptés, tandis qu'une deuxième section dégagera les caractéristiques de la malnutrition des enfants et les facteurs explicatifs de la malnutrition. De même, nous mettrons en relief les disparités de genre quant aux caractéristiques de la malnutrition.

---

<sup>26</sup> Voir Charasse [1999].

Enfin, étant donné l'intérêt que présente la question de l'inégalité de santé dans les PED, *le quatrième chapitre* propose, d'une part, d'appréhender la configuration de l'ampleur des disparités de la mortalité et de la malnutrition des enfants, selon le niveau de vie des ménages en termes d'actifs, et d'autre part, d'analyser les facteurs de cette inégalité relativement au retard de croissance. Pour ce faire, après une description des concepts et méthodes qui fondent la réflexion sur cette question, nous nous appuyerons sur la courbe et le coefficient de concentration pour notre investigation empirique.

La présente recherche est fondée sur les données de l'enquête démographique et de santé du Gabon –EDSG –, réalisée de juillet 2000 à janvier 2001 par la Direction Générale de la Statistique et des Études Économiques (DGSEE), avec la collaboration du Ministère de la Santé Publique et de la Population et du Ministère de la Famille et de la Promotion de la Femme, avec l'assistance technique de ORC Macro. Première opération du genre, l'EDSG est une enquête nationale qui a porté sur 6203 ménages, 6183 femmes âgées de 15–49 ans et 2004 hommes âgés de 15–59 ans. L'échantillon de l'EDSG est un échantillon aréolaire, stratifié et tiré à 2 degrés. La base de sondage est le secteur de dénombrement tel que défini au RGPH de 1993.

Comme la majorité des enquêtes démographiques et de santé, celle-ci fournit des informations concernant :

- (i) la situation politique et administrative, économique et démographique.
- (ii) les caractéristiques des ménages : taille et composition des ménages, les caractéristiques des logements et des biens durables possédés par les ménages.
- (iii) les caractéristiques des individus : occupation des adultes, niveau d'instruction – pour chaque membre des ménages âgé de 6 ans et plus, l'enquête a recueilli les données sur le niveau d'instruction atteint et sur la dernière classe achevée à ce niveau (mais pas sur le redoublement)–, âge, état matrimonial, milieu de résidence –urbain rural–, région de résidence –Nord, Est, Ouest, Sud et Libreville/Port–Gentil–,
- (iv) la santé : mortalité des enfants, mortalité maternelle, fécondité et ses déterminants, planification familiale, exposition au risque de grossesse, avortement, allaitement et état nutritionnel des enfants –taille et poids–, état

nutritionnel des mères, infection sexuellement transmissible et Sida, distance à parcourir pour atteindre les services de santé maternelle et infantile, les principales maladies, la connaissance des traitements à suivre.

A l'évidence, l'EDSG constitue une base de données très riche. Par ailleurs, comme le souligne l'UNICEF [2006], une des particularités des enquêtes démographiques et de santé est qu'elles « sont une des sources d'informations les plus directes concernant la dynamique des prises de décisions dans les ménages » [UNICEF, 2006, p.27]. Cependant, malgré la richesse des informations collectées, leur utilisation engendre un certain nombre de contraintes analytiques, notamment en ce qui concerne les facteurs de la mortalité et de la malnutrition des enfants, les deux préoccupations principales de la présente recherche. D'une part, l'EDSG de 2000 –comme la plupart des enquêtes démographiques et de santé (EDS) –ne comporte pas d'informations sur les revenus ou les dépenses des ménages, écartant de fait la possibilité d'examiner l'impact de la pauvreté monétaire. Ici, une estimation du niveau de pauvreté des ménages est réalisée à partir de certains de leurs actifs – exceptée la terre. D'autre part, les EDS ne collectent pas d'informations sur les prix des biens commercialisés et des services publics, alors qu'ils peuvent affecter l'allocation des ressources des ménages.

Chapitre 1  
CONTEXTE SANITAIRE DU GABON

Depuis une vingtaine d'années, la santé occupe clairement une place centrale dans la vision que la communauté internationale a du développement. En particulier, la mortalité, la longévité ou l'espérance de vie, sont parmi les mesures les plus importantes du bien-être et du développement des pays pauvres [Sen, 1998]. De fait, désormais, des indicateurs liés à la santé sont pris en compte pour évaluer le niveau de développement d'un pays. Calculé et présenté pour la première fois en 1990 par le Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD), l'Indice de Développement Humain (IDH<sup>27</sup>), par exemple, a été proposé pour compléter le revenu par tête d'habitant comme instrument de mesure de la situation de développement socio-économique d'une nation. L'IDH qui constitue un indicateur composite tient compte de la santé en incorporant dans son estimation l'espérance de vie à la naissance. En septembre 2000, les chefs d'Etat ont, à l'occasion de l'une des plus grandes réunions jamais organisée, célébré l'arrivée du nouveau millénaire en adoptant la Déclaration du Millénaire des Nations Unies. Cette Déclaration, approuvée par 189 pays, offre une vision du développement dans laquelle la santé se trouve au cœur. La Déclaration traduit les préoccupations clés du développement, propose une réponse à ces préoccupations en fixant des objectifs et en définissant une série de cibles et d'indicateurs. C'est ainsi qu'un ensemble de huit objectifs, quinze cibles et quarante huit indicateurs servant à mesurer les progrès accomplis dans la réalisation des Objectifs du Millénaire pour le Développement ont été retenus par un groupe d'experts du Secrétariat de l'Organisation des Nations Unies (ONU), du Fond Monétaire International (FMI), de l'Organisation pour la Coopération et le Développement Economiques (OCDE) et de la Banque Mondiale (BM). Au total, trois des huit objectifs, dix huit des quarante huit indicateurs et huit des quinze cibles ont trait directement à la santé (voir Tableau A1.1 en annexe). Les pays signataires de la Déclaration du Millénaire sont invités à considérer les OMD comme faisant partie des résultats les plus importants que le développement doit obtenir. Le Gabon, en tant que pays membre des Nations Unies, a adhéré aux OMD. Le pays travaille donc, parallèlement à un ensemble d'autres actions dans le domaine sanitaire, à la réalisation de ces objectifs, le but global étant de parvenir aux meilleurs résultats possibles en 2015 – échéance fixée pour que ces objectifs soient atteints. Dans ce contexte, le premier *Rapport National sur les OMD* au Gabon est publié en décembre 2003. Par la suite, deux rapports du même genre sont dressés en 2006 et

---

<sup>27</sup> L'IDH est un indice composite mesurant le niveau moyen de développement d'un pays selon trois critères essentiels du développement humain, à savoir la santé et la longévité (mesurée d'après l'espérance de vie à la naissance), l'instruction (mesurée par le taux d'alphabétisation des adultes et le taux brut de scolarisation combiné du primaire, du secondaire et du supérieur) et un niveau de vie décent (mesuré par le PIB par habitant en parité du pouvoir d'achat en dollars US-PPA).

en 2010 [PNUD, 2006b, 2010b]. Ces différents rapports révèlent que la situation des indicateurs des OMD, en particulier, ceux liés à la santé est défavorable. Malheureusement, le *3<sup>ème</sup> Rapport National sur les OMD* au Gabon, datant de 2010, confirme les tendances dégagées dans les deux rapports antérieurs. Il s'agit de ce que l'atteinte des OMD par le Gabon reste incertaine à l'horizon 2015. D'une manière générale, au niveau du contexte social, le Gabon connaît une situation atypique connue sous le vocable de « paradoxe gabonais ». En effet, classé parmi les pays à revenu intermédiaire de la tranche supérieure sur la base de son PIB/habitant, le Gabon présente des indicateurs de santé similaires à ceux des pays pauvres. En somme, le Gabon n'est pas du tout sur la trajectoire des pays de sa catégorie, telle que l'Ile Maurice. Ainsi, la santé apparaît comme le secteur où le niveau de revenu du Gabon contraste le plus avec ses performances [PNUD, 2005].

Les systèmes de santé efficaces sont indispensables à la réalisation de tous les objectifs en matière de santé. Par conséquent, même si les OMD ne disent rien au sujet de l'importance des systèmes de santé, il est évident que le développement d'un pays est fonction des performances de son système de santé. Conscient de cette importance, le Gabon s'est engagé depuis plusieurs années à mettre en place un « bon » système de santé. L'Ordonnance 001/95 du 14 janvier 1995 portant orientation de la politique générale de santé en République gabonaise, notamment, se donne pour objectif de « doter la nation d'un système de santé efficace, souple et accessible à tous les citoyens, quelles que soient leur situation sociale et géographique<sup>28</sup> ». Mais, le fait est que le système de santé se dégrade depuis plusieurs années. Il est aujourd'hui, comme le fait remarquer Kouchner et al. [2004, p. 5], « au bord du gouffre ». De sorte, on assiste à la dégradation continue des infrastructures, des équipements et du matériel dans l'ensemble des formations sanitaires, à une pénurie des médicaments et à la démotivation du personnel. Les hôpitaux publics et parapublics, pourtant en nombre relativement important, sont dans un état de délabrement avancé ; les ruptures de stock en médicaments sont récurrentes ; le personnel de santé est en nombre insuffisant, inégalement repartis sur le territoire national, et des régions entières manquent de spécialistes.

Le présent chapitre a pour but de présenter le contexte sanitaire du Gabon. Dans un premier temps, nous examinerons la situation des indicateurs principaux des OMD liés à la santé, en passant en revue les causes majeures des problèmes de santé. Dans un second temps, nous présenterons la politique de santé ainsi que le système de soins.

---

<sup>28</sup> Conformément à l'article 6.

## I. Situation des indicateurs principaux des OMD liés à la santé

Les indicateurs des OMD liés à la santé constituent des résultats importants permettant de résumer la situation sanitaire d'un pays. Ici, ces indicateurs, présentés au tableau 1.1 ci-dessous, se rapportent soit à la survie, soit à la nutrition ou encore à l'environnement sanitaire.

**Tableau 1.1 : Indicateurs des OMD en matière de santé au Gabon : 2000–2005**

Indicateurs	2000-2002	2003-2009	Sources
<b>Survie</b>			
Taux de mortalité infanto-juvénile (probabilité de décès avant l'âge de cinq ans pour 1000 naissances vivantes)	87 (2000)	77 (2008)	<i>OMS<sup>1</sup>, 2010</i>
Taux de mortalité infantile (probabilité de décès avant l'âge d'un an pour 1000 naissances vivantes)	64 (2000)	57 (2008)	<i>OMS<sup>1</sup>, 2010</i>
Taux de mortalité maternelle (pour 100000 naissances vivantes)	519 (2000)	520 (2003-2008)	<i>EDSG, 2000 ; PNUD<sup>2</sup>, 2010a</i>
Taux de mortalité par paludisme (pour 100000 habitants)	-	96 (2006)	<i>OMS<sup>1</sup>, 2010</i>
Taux de mortalité par VIH (pour 100000 habitants)		173 (2007)	<i>OMS<sup>1</sup>, 2010</i>
<b>Nutrition</b>			
Insuffisance pondérale des moins de cinq ans (%)	12 (2000)	8,80 (2000-2009)	<i>EDSG, 2000 ; OMS<sup>1</sup>, 2010</i>
Retard de croissance des enfants <sup>3</sup> (%)	21 (2000)	26,30 (2000-2009)	<i>EDSG, 2000 ; OMS<sup>1</sup>, 2010</i>
<b>Environnement et santé</b>			
<i>Population ayant accès à l'eau potable (%)</i>			
Total	-	87	<i>OMS<sup>1</sup>, 2010</i>
Urbain	95 (2002)	95	
Rural	47 (2002)	41	<i>OMS<sup>1</sup>, 2006 ; 2010</i>
<i>Population ayant accès à un assainissement amélioré(%)</i>			
Total	37 (2002)	33	<i>OMS, 2006 ; 2010</i>
Urbain	-	33	<i>OMS<sup>1</sup>, 2010</i>
Rural	30 (2002)	30	<i>OMS<sup>1</sup>, 2010</i>
<b>Couverture par les services de santé</b>			
Naissances assistées par du personnel de santé qualifié (%)	-	86	<i>OMS<sup>1</sup>, 2010</i>
Prévalence de la contraception (%)		32,7	<i>OMS<sup>1</sup>, 2010</i>

(1) *Statistiques Sanitaires Mondiales 2010* ; (2) *Rapport sur le Développement Humain 2010* ; (3) On rappelle que le retard de croissance ne compte pas parmi les OMD, mais qu'au Gabon il représente la forme de malnutrition la plus fréquemment rencontrée.

### A. La survie

Les mesures de la survie, que sont les taux de mortalité infanto-juvénile, infantile et maternelle, sont considérées comme les indicateurs les plus importants de l'état de santé d'une population. Dans les rapports officiels des principales institutions internationales, notamment l'UNICEF et l'OMS, ces trois mesures sont prises en compte comme « indicateurs de base » de la santé<sup>29</sup>.

<sup>29</sup> L'espérance de vie à la naissance figure également au nombre des indicateurs de base de la santé.

Au Gabon, les indicateurs de survie restent très préoccupants traduisant, particulièrement, une vulnérabilité du couple mère – enfant. Ces indicateurs de base représentent sans doute le secteur dont les performances contrastent le plus avec le niveau de revenu, conférant à ce pays à revenu intermédiaire un profil sanitaire similaire à ceux des pays pauvres. Concernant, le taux de mortalité infanto–juvénile, considéré comme l'un des indicateurs les plus importants du bien-être des enfants, il est intéressant de comparer son niveau de 2008 à celui du Lesotho et de l'île Maurice, par exemple, et de le mettre en perspective par rapport aux différents niveaux de revenus. Ainsi, sur la base des données les plus récentes de l'OMS, le Gabon en 2008 enregistrait un taux de mortalité des enfants de moins de cinq ans estimé à 77 décès pour 1000 naissances vivantes [OMS, 2010]. Autrement dit, cette année-là, le comptait, en proportion, presque autant de décès d'enfants de moins de cinq ans que le Lesotho et environ cinq fois plus que l'île Maurice dont les pourcentages de décès étaient évalués, respectivement, à 79 et 16 décès pour mille naissances vivantes [UNICEF, 2007]. Ces chiffres, médiocres, sont assez révélateurs lorsque l'on se réfère au revenu national brut par habitant (RNB) de l'année considérée : le RNB du Gabon était à 12270\$ contre 2000\$ pour le Lesotho et 12480\$ pour l'île Maurice<sup>30</sup>. Cette position du Gabon, comparativement à certains pays africains, montre que son taux de mortalité infanto–juvénile est inacceptable. Le taux de mortalité infantile, c'est-à-dire les décès d'enfants survenus avant l'âge de un an, est également préoccupant. Les estimations de l'OMS [2010] indiquent qu'en 2008 le taux de mortalité infantile au Gabon était de 57 pour 1000 naissances vivantes. Selon le Plan National d'Action Sanitaire (PNAS), les causes directes de ces taux élevés de mortalité chez les jeunes enfants résident dans la situation épidémiologique du Gabon qui se caractérise par la prédominance des maladies transmissibles [PNAS<sup>31</sup>, 1999, cité par OMS, 2004, p. 20]. Autrement dit, les maladies et pathologies les plus fréquemment rencontrées sont celles qui sont responsables de la majorité des décès. On note en effet, dans le Document de Stratégie de Coopération de l'OMS avec le Gabon 2004–2007 que, chez les enfants de moins de 5 ans la morbidité est dominée par les maladies infectieuses : paludisme (85,80 pour cent), maladies diarrhéiques (74,20 pour cent) et infections respiratoires aiguës (21,10 pour cent)<sup>32</sup>. Il résulte que, le paludisme, la pneumonie, les maladies diarrhéiques et la rougeole qui sont à l'origine respectivement de 28, 11, 9 et 4 pour cent des décès infanto–juvénile, font parti des principales causes de mortalité. Il convient d'ajouter, ici, les

---

<sup>30</sup> OMS [2010].

<sup>31</sup> Plan National d'Action Sanitaire.

<sup>32</sup> Pour une indication concernant les causes de morbidité tous âges confondus, au Gabon, voir tableau A2.1 en annexe.



proportions de décès imputables aux causes néonatales, au VIH/SIDA et aux traumatismes non intentionnels qui sont respectivement de 35, 10 et 2 pour cent des décès [OMS, 2006b]. Plus généralement, au niveau de la région Afrique de l’OMS, on retrouve les mêmes causes principales de mortalité. En effet, les décès chez les enfants de moins de cinq ans sont le fait au premier rang de causes néonatales (26 pour cent), suivies de la pneumonie (21 pour cent), du paludisme (17 pour cent), des maladies diarrhéiques (17 pour cent), du sida (7 pour cent), de la rougeole (4 pour cent), de diverses causes (6 pour cent) et des traumatismes non intentionnels (2 pour cent) [Op. cit.]. Une telle répartition des principales causes de mortalité est typique du milieu physique qui caractérise le Gabon. Le climat du Gabon réunit tous les ingrédients constitutifs d’un milieu favorable au développement des vecteurs et des maladies qu’il véhicule : températures élevées, humidité due aux précipitations abondantes et couvert végétal important (85 pour cent du territoire) [Moubele, 2006]<sup>33</sup>. Il faut préciser qu’aux affections les plus importantes, en terme de cas infectés et de décès causés, s’ajoutent d’autres maladies en étroites relations avec les écosystèmes chauds et humides et à fort potentiel de létalité comme la trypanosomiase, la schistosomiase, l’onchocercose ou encore la fièvre jaune.

## **1. La mortalité infanto–juvénile et infantile**

Cette partie est consacrée aux principales affections qui touchent les enfants de moins de cinq ans.

### **1–1 Les affections néonatales**

*Les affections néonatales* constituent la première cause de mortalité des moins de cinq ans au Gabon, comme dans le reste de la région africaine. Parce que les décès néonataux passent relativement « inaperçus » aux yeux de nombreux chercheurs et décideurs politiques, les pathologies à l’origine de ces décès ne bénéficient pas de l’attention qu’elles mériteraient. Pourtant, non seulement, les décès néonataux pèsent lourd au niveau mondial (40 pour cent du total mondial des décès d’enfants de moins de cinq ans)<sup>34</sup> mais, les pathologies qui en sont à l’origine provoquent également des incapacités graves et souvent définitives. Au Gabon, les

---

<sup>33</sup>Dans son travail, l’auteur a relativement clairement expliqué le lien entre ces éléments du climat et l’état de santé des populations. C’est ainsi qu’il explique, par exemple, que la phase du cycle de « *plasmodium falciparum* » (parasite à l’origine de la forme la plus mortelle du paludisme) qui se déroule normalement chez l’anophèle (vecteur du parasite), nécessite une température à 18°.

<sup>34</sup> OMS [2005b].

causes de décès néonataux sont par ordre d'importance, la prématurité (31 pour cent des décès), les infections sévères<sup>35</sup> (24 pour cent), l'asphyxie à la naissance (22 pour cent) et par les anomalies congénitales (10 pour cent)<sup>36</sup>. La part de la prématurité dans les décès néonataux est remarquable. L'enquête démographique et de santé du Gabon de 2000 estimait à 7,51 pour cent la prévalence de la prématurité. Malgré ces statistiques préoccupantes, la recherche au sujet de la prématurité reste dérisoire<sup>37</sup>. A notre connaissance, le problème de la prématurité au Gabon n'a fait l'objet que d'une étude à petite échelle. Cette étude est l'œuvre de Chiesa Moutandou–Mboumba et Mounanga [1999]. L'étude en question est une analyse rétrospective portant sur 778 accouchements recensés à la maternité de la Fondation Jeanne Ebori de Libreville de juillet à décembre 1996. Les résultats de l'étude ont montré que 92 des 778 accouchements s'étaient produits avant 37 semaines d'aménorrhée (on parle dans ces cas de grands prématurés), soit un taux de prématurité équivalent à 11,80 pour cent. Aussi, dans leur travail, les auteurs ont tenté de retracer l'étiologie de la prématurité au Gabon. Ainsi, ils ont observé que les causes principales de la prématurité étaient, globalement, les mêmes que celles relevées dans les pays en développement, notamment la gémellité et le paludisme. Cependant, les auteurs soulignent que deux caractéristiques démographiques marquant ce pays semblent avoir une forte incidence sur le taux de prématurité. Il s'agit de la très grande fréquence des accouchements avant 17 ans, ainsi que les nombreux antécédents d'avortements. Il est à noter que, si la prématurité a un impact direct sur les décès néonataux, elle peut également en être une cause indirecte de décès via le faible poids à la naissance des enfants nés prématurés<sup>38</sup>. En effet, il est reconnu que les enfants ayant un faible poids à la naissance sont davantage exposés au risque de décès, de maladies infectieuses et de retard de croissance [OMS, 2005].

## **1-2 Le paludisme**

Le paludisme demeure incontestablement la première endémie parasitaire mondiale, et le Gabon situé dans un milieu équatorial est particulièrement concerné. Dans ce pays, le paludisme est une maladie endémique qui touche toutes les neuf régions administratives. Sa transmission, par un moustique appelé l'anophèle, est continue et stable toute l'année.

---

<sup>35</sup> Y compris décès dus à la pneumonie, la méningite, le sepsis et d'autres infections durant la période néonatale

<sup>36</sup> Estimations de l'OMS pour le Gabon en 2000 [OMS, 2006].

<sup>37</sup> La recherche n'est guère prolifique au sujet des deux autres causes majeures de décès néonataux que sont les infections graves et l'asphyxie à la naissance.

<sup>38</sup> D'après l'OMS [2010], entre 2000 et 2008, le faible poids à la naissance concernait 14 pour cent des enfants gabonais.

L'anophèle est vecteur de quatre espèces connues de parasites pouvant infester l'homme. Ces parasites sont : « plasmodium falciparum », « plasmodium malariae » « plasmodium ovale » et « plasmodium vivax ». Les trois premiers sont ceux que l'on rencontre au Gabon. D'après l'Organisation Mondiale de la Santé<sup>39</sup>, au Gabon, la prévalence du paludisme varie de 37 à 71 pour cent, et il touche davantage les femmes enceintes et les enfants de 0 à 5 ans. En fait, le paludisme semble constituer la principale cause de morbidité tous âges confondus. Les données publiées par l'OMS [2010] indiquent qu'en 2008, le Gabon a notifié 187714 cas de paludisme. Il est crucial de souligner que « le plasmodium falciparum » qui est l'espèce plasmodiale prédominante au Gabon est aussi l'espèce qui est la plus résistante aux traitements<sup>40</sup>. Elle est retrouvée seule ou associée à d'autres espèces dans 96,70 pour cent des frottis positifs [Koko et al. 1999]. Le traitement du paludisme fait généralement appel à l'administration de médicaments à base de chloroquine et à ses dérivés synthétiques. Or le taux de résistance de la maladie à la chloroquine serait de 90 pour cent [Etong Oveng, 2007]. Pour plus d'efficacité, le paludisme se traite aujourd'hui par une association de médicaments ou par de nouveaux traitements. Mais, le coût de ces médicaments reste encore prohibitif pour la majorité de la population. Depuis les années 1990, la lutte contre le paludisme a été instituée cause nationale. Le signe fort de cette lutte a été la promulgation de « l'Ordonnance N°001/95, Article 17 ». Cette Ordonnance marque la reconnaissance de la lutte contre le paludisme comme priorité nationale. Ainsi, pour traduire en action cette ordonnance, un Programme National de Lutte contre le Paludisme (PNLP) a été mis en place depuis 1995. Le PNLP reste aujourd'hui le principal organe de lutte contre le paludisme. L'objectif du PNLP étant de réduire la mortalité et la morbidité liées au paludisme. Pour une lutte efficace, un ensemble de services vient seconder le PNLP. Il s'agit du Système National d'Information Sanitaire –S.N.I.S–, de l'Institut d'Epidémiologie et de lutte contre les Endémies –IELE–, de l'Office Pharmaceutique National –O.P.N–, CIRMF, de l'Hôpital Albert SCHWEITZER, du Service Education pour la Santé et de l'Institut d'Hygiène Publique et d'Assainissement. Les actions préconisées par le PNLP sont reconnues et appuyées par l'ensemble des institutions internationales et ONG engagées dans la lutte contre le paludisme. L'OMS estime d'ailleurs qu'une des raisons pour lesquelles le paludisme reste la première cause de morbidité et de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans au Gabon, est la faible mise en œuvre des mesures de lutte prônées par le PNLP. Notons que, sur le plan international, le Gabon a pris

---

<sup>39</sup> Cité par Etong Oveng P. [2007] dans « La lutte contre le paludisme au Gabon : la résistance aux traitements ».

<sup>40</sup> D'après Etong Oveng P. [2007], les experts estiment qu'une seule espèce de paludisme (le plasmodium falciparum) serait responsable des formes mortelles.

part à un certain nombre d'instances et d'initiatives mondiales et régionales en faveur de la lutte contre le paludisme. On peut notamment mentionner la participation du Gabon à la Conférence Ministérielle sur la Lutte contre le Paludisme à Amsterdam en 1992, à l'Initiative africaine pour la lutte contre le Paludisme à Harare en 1997 et au Sommet Africain sur l'Initiative Faire Reculer le Paludisme à Abuja en 2000. On peut également apprécier le fait que la lutte contre le paludisme figure comme cible principale des Objectifs du Millénaire pour le Développement. A cet égard, les deux indicateurs de suivi des progrès retenus sont le taux de prévalence du paludisme et le taux de mortalité lié à cette maladie.

### 1-3 Les diarrhées

La diarrhée est reconnue comme un important problème de santé publique au Gabon. En 2000, elle était à l'origine de 9 pour cent des décès chez les enfants de moins de cinq ans. Rappelons que le terme diarrhée se réfère à un groupe de maladies « maladies diarrhéiques ». Ainsi, en fonction des aspects cliniques, il peut s'agir du choléra<sup>41</sup>, de la dysenterie<sup>42</sup>, de la diarrhée aiguë<sup>43</sup> ou de la diarrhée persistante<sup>44</sup>. Sans faire de distinction en fonction de ces différents types de diarrhée, les informations disponibles se contentent, la plupart du temps, de donner l'incidence de l'ensemble des maladies diarrhéiques. Cependant, l'EDS de 2000 donne l'incidence de la diarrhée aiguë ou gastro-entérite. Ainsi, cette enquête révèle que 16 pour cent des enfants de moins de cinq ans avaient eu un ou plusieurs épisodes de gastro-entérite –deux semaines avant le début de l'interview–. Aussi, l'EDS 2000 met en évidence le fait que la diarrhée aiguë touche plus particulièrement les enfants de 6 à 23 mois puisque, à ces âges, pratiquement 28 pour cent des enfants ont eu, au moins, un épisode diarrhéique durant les deux semaines ayant précédé l'enquête. Ce résultat corrobore les conclusions de Ewbank & Gribble [1993]. En effet, dans leurs travaux, ces auteurs ont montré que, dans beaucoup de pays en développement le pic des taux d'incidence des maladies diarrhéiques était atteint pour les enfants âgés de 6 à 18 mois. Parallèlement, ils ont constaté que les maladies diarrhéiques étaient la cause la plus commune de mortalité durant la période post néonatale, et qu'elles représentaient la seconde cause commune de décès chez les enfants âgés de 1 à 4 ans. A l'issue des observations précédentes, on peut remarquer que les âges de fortes prévalences aux maladies diarrhéiques coïncident avec ceux auxquels, généralement, les

---

<sup>41</sup> Diarrhée aqueuse abondante et indolore provoquant de grave déshydratation pouvant entraîner la mort

<sup>42</sup> Selle molle ou liquide accompagnée de sang

<sup>43</sup> Diarrhée associée à une perte substantielle d'eau et d'électrolyte, elle est communément assimilée à la gastro-entérite qui en est la principale cause

<sup>44</sup> Episode diarrhéique qui dure au-delà de 14 jours, qui touche souvent des enfants atteints de malnutrition

enfants commencent à recevoir du lait artificiel, en complément du lait maternel, et sont sevrés<sup>45</sup>. Plusieurs raisons peuvent expliquer cette malheureuse coïncidence entre le pic de la prévalence des maladies diarrhéiques et l'introduction du lait artificiel, d'une part, et entre ce même pic et le sevrage, d'autre part.

Concernant l'introduction du lait artificiel, le non respect des recommandations de base liées à l'alimentation au biberon peut en être la cause. En effet, il est maintenant acquis que le lait artificiel constitue un « milieu fragile » qui peut facilement s'altérer. Ainsi, les spécialistes, de même que les industriels s'accordent pour dire qu'un certain nombre de précautions s'imposent. Il est recommandé, notamment, de bien se laver les mains avant la préparation du biberon, de ne préparer qu'un seul biberon à la fois et de le donner immédiatement et de jeter sans hésiter le reste d'un biberon non terminé. Or, il arrive souvent que pour des motifs divers (financier, absence prolongée de la mère, etc.), ces recommandations ne soient pas respectées. Par exemple, lorsque la maman se déplace et qu'elle décide de faire garder son enfant par ses frères et sœurs, le même biberon est fréquemment administré à l'enfant durant toute la durée de la garde. Dans cette dernière situation, il peut arriver que plusieurs biberons soient préparés en même temps pour tenir toute la durée de l'absence de la mère. Quant au sevrage, c'est-à-dire l'introduction des aliments solides de complément dans l'alimentation, son rôle en tant que facteur de maladies diarrhéiques est évident. En effet, comme pour l'introduction du lait artificiel, les aliments de sevrage sont souvent mal stockés et surtout mal conservés. A cela, on peut ajouter la mauvaise manipulation et préparation de ces aliments qui peuvent causer des diarrhées chez les enfants. Pour Ewbank & Gribble [1993], les aliments de sevrage qui sont stockés et donnés à l'enfant tout au long de la journée constituent une source majeure d'infections. Par ailleurs, on peut remarquer que, dans les populations économiquement pauvres, ces aliments de compléments sont, en général, pauvres du point de vue nutritionnel. Dans ces conditions, l'enfant court le risque de souffrir, en plus, de malnutrition. D'ailleurs, il a été démontré qu'en Afrique les endroits fortement touchés par les maladies diarrhéiques l'étaient également par la malnutrition [Op. cit.]. Ainsi, outre leur rôle en tant que cause directe des décès, les maladies diarrhéiques peuvent aussi contribuer indirectement à la forte mortalité via la malnutrition. Des maladies infectieuses comme la rougeole et le paludisme peuvent aussi accroître

---

<sup>45</sup> On rappelle notamment que selon les recommandations de l'OMS ET DE L'UNICEF, tous les enfants devraient être exclusivement nourris au sein jusqu'à 6 mois. A partir de 6 mois, les deux organes recommandent que les aliments solides de complément soient introduits dans l'alimentation car à cet âge l'allaitement seul ne suffit plus pour garantir la meilleure croissance possible des enfants.

l'incidence ou les conséquences néfastes de la diarrhée. Au Gabon, comme dans l'ensemble des pays en développement, le traitement de la diarrhée s'est focalisé principalement sur le contrôle de la diarrhée aiguë ou gastro-entérite. Il semble, en effet, que la mortalité liée à ce type de diarrhée y soit particulièrement importante. Dans ce contexte, une intervention majeure destinée à lutter contre la diarrhée consiste à recourir à la Thérapie de Réhydratation Orale (TRO). Au Gabon, le recourt au TRO a été axé sur l'utilisation soit d'une solution préparée à partir du contenu de sachets de Sels de Réhydratation par voie Orale (SRO), soit d'une solution préparée à la maison avec de l'eau, du sucre et du sel. Le TRO reste aujourd'hui un traitement efficace. Cependant, ce traitement n'est toujours pas généralisé, et souvent son utilisation est incorrecte. Les résultats de l'EDS du Gabon de 2000 indiquaient, par exemple, que moins de la moitié des mères interviewées (45,32 pour cent) avaient entendu parler des sachets de SRO. Aussi, on note dans cette même enquête que, parmi les enfants conduits en consultation pour diarrhée dans un établissement sanitaire ou auprès d'un personnel de santé, seulement 24,80 pour cent ont reçu des SRO et 17,10 pour cent une solution préparée à la maison. Ces chiffres particulièrement bas sont d'autant plus inquiétants que près des 2/3 des enfants ayant eu la diarrhée durant les deux dernières semaines n'ont pas été conduits en consultation [EDS du Gabon 2000].

#### **1-4 Les affections respiratoires aiguës**

Les infections respiratoires aiguës (IRA) regroupent un ensemble de maladies qui touchent les voies respiratoires supérieures et inférieures. Ces infections sont, la plupart du temps, causées par une bactérie, un virus, ou une infection fongique. Parmi ces infections, la pneumonie constitue la principale cause de décès d'enfants de moins de cinq ans. En effet, selon l'UNICEF [2007], la maladie tue d'avantage d'enfants de par le monde que toute autre cause unique. Pour le Gabon, les estimations révèlent que la pneumonie est à l'origine de 11 pour cent des décès d'enfants de moins de cinq ans, faisant d'elle la troisième cause majeure de décès dans cette population. Précisons que chez les enfants de moins de cinq ans, la pneumonie fait plus de victimes que le VIH/SIDA (10 pour cent) et plus de mort que les maladies diarrhéiques (9 pour cent) [OMS, 2006b]. Par ailleurs, il apparaît que ce soit chez les enfants de moins de deux ans, et en particulier, chez ceux de 6-11 mois que les infections

respiratoires sont les plus fréquentes<sup>46</sup>. Pourtant, des soins précoces –notamment l’administration d’antibiotiques– peuvent permettre d’éviter les complications de ces infections et surtout les décès. Malheureusement, il reste encore beaucoup à faire. Par exemple, l’enquête démographique et de santé du Gabon de 2000 a révélé que parmi les enfants ayant présenté des symptômes d’infections respiratoires, seulement 48 pour cent ont été conduits dans un établissement sanitaire ou auprès de personnel médical pour recevoir un traitement.

## **2. La mortalité maternelle**

Le taux de mortalité maternelle est le troisième, et dernier, indicateur de survie que compte les OMD. Pour le Gabon, la mortalité maternelle représente un défi majeur. En 2000, le pays a enregistré un taux de mortalité maternelle estimé à 519 pour 100000 naissances vivantes [EDSG, 2000]. Malheureusement, depuis l’année 2000 le nombre de décès maternels au Gabon n’a quasiment pas connu de changement, et demeure très élevée. En effet, d’après les estimations publiées par les différentes agences de l’ONU, entre 2000 et 2009, le taux de mortalité se situe entre 519 et 520 [OMS, 2010 ; PNUD, 2010a]. Ce taux global masque de fortes variations qui existent entre les groupes d’âges. Par exemple, chez les 25–29 ans, âge de forte fécondité, plus d’un décès de femme sur trois (soit 34,40 pour cent) serait dû à des causes maternelles, contre près d’un décès sur cinq (soit 19,30 pour cent) pour l’ensemble des femmes en âge de procréer (15–49 ans) [EDSG, 2000]. Les causes directes de ces décès sont les hémorragies, les infections, l’hypertension artérielle et ses complications (éclampsie) et les complications des avortements provoqués. Les causes indirectes relèvent du paludisme et de l’anémie.

Les interventions techniques nécessaires pour réduire les décès maternels sont bien connues [Lule et al. 2005]. Pourtant, la situation de la santé maternelle au Gabon montre, de toute évidence, que la connaissance de ces techniques ne suffit pas. En effet, le pays doit développer des services de santé maternelle dont la mission est de promouvoir et de garantir ces interventions techniques. Le problème pour le Gabon réside dans la faible et/ou tardive application de certaines des mesures jugées cruciales dans la prévention des décès maternels.

---

<sup>46</sup> Les résultats en fonction de l’âge des enfants ont été tirés de l’EDS de 2000 du Gabon. Dans cette dernière, la prévalence des infections respiratoires aiguës a été évaluée en se basant sur la présence, dans les deux semaines ayant précédé l’enquête, de deux symptômes révélateurs de ces maladies : toux plus respiration courte et rapide.

La planification familiale est une composante phare des services de santé maternelle. Sa mise en œuvre dans le pays a, pendant longtemps, été incomplète. En particulier, l'usage des contraceptifs –un des volets du planning familial– a connu une longue interdiction au Gabon, et n'a été libéralisé qu'en 2000 [Bilan commun de pays, 2001]<sup>47</sup>. Pourtant, il est inutile de rappeler que l'usage des contraceptifs réduit les chances de grossesses et d'accouchements à risques, et de ce fait, peut diminuer la mortalité maternelle. La prévention des grossesses non désirées, notamment, protège les femmes, puisque les avortements à risque sont responsables d'environ un quart de la mortalité maternelle. La contraception permet aussi aux femmes de retarder la maternité, d'espacer les grossesses et de se protéger contre les infections sexuellement transmissibles, dont le VIH/SIDA. Les soins obstétricaux d'urgence constituent une autre technique efficace pour réduire la mortalité maternelle. Aujourd'hui, ces soins sont quasiment inexistantes au Gabon. Cependant, dans son Document de Stratégie de Coopération avec le Gabon, l'OMS s'est explicitement engagé à renforcer les soins obstétricaux d'urgence afin de réduire la mortalité maternelle [OMS, 2009]. Par ailleurs, l'assistance qualifiée à l'accouchement est souhaitable car elle influence l'issue de la grossesse. Au Gabon, la faible mise en œuvre des interventions techniques efficaces pour une maternité sans risque, correspond aussi au fait qu'une partie relativement importante des femmes ne profitent pas du peu des interventions qui sont effectivement proposées et appliquées. Parmi les principales causes pouvant expliquer le niveau élevé de mortalité maternelle on trouve, premièrement, le taux élevé de grossesses précoces, et son pendant immédiat, les avortements clandestins<sup>48</sup>. A cet égard, le Bilan commun des pays du Gabon de 2001 suggère que suite aux longues interdictions de la contraception et au manque d'accès à l'information et aux conseils sur l'espacement des naissances, l'avortement pratiqué dans de mauvaises conditions est resté pour bon nombre de femmes la seule méthode de planification familiale. De par leur nature, « clandestine », les avortements clandestins sont difficilement dénombrables, compliquant par conséquent l'évaluation de leur contribution aux décès maternels. Toutefois, au Gabon, il est généralement admis que les avortements clandestins ou avortements à risques ne sont pas un problème marginal. Ce qui est marginal, en revanche, est la recherche consacrée à ce phénomène. En effet, il n'existe quasiment pas d'études sérieuses sur les avortements clandestins au Gabon. On peut cependant citer les travaux de Nlome et al. [1991] qui constituent une exception. Pour attirer l'attention sur le problème des avortements

---

<sup>47</sup> Rappelons que le pays reconnu comme connaissant un sous-peuplement chronique a toujours, dans le cadre de sa politique de population, officiellement opté pour une politique pro nataliste.

<sup>48</sup> L'avortement est officiellement interdit au Gabon.



au Gabon, ces auteurs ont analysé 957 cas d'hospitalisations pour avortement présents dans les services de gynécologie du Centre Hospitalier de Libreville (CHL), et interrogé 100 lycéennes. Il ressort de cette analyse que les avortements à risque représentent 14 pour cent des hospitalisations pour avortement. Comme l'on pouvait s'y attendre, les auteurs ont tenu à faire remarquer que ce pourcentage devait être considéré comme inférieur à la réalité. Les résultats obtenus à partir de l'échantillon de lycéennes ont apporté une indication supplémentaire intéressante sur cette pratique. Ils ont, notamment, mis en évidence le fait que cette pratique à risque était largement répandue chez les jeunes lycéennes. Chez ces jeunes lycéennes dont 77,50 pour cent ont 15–19 ans, 33 pour cent ont au moins une fois pratiqué un avortement clandestin. Cette étude, bien que fondée sur des données relativement anciennes<sup>49</sup>, a eu le mérite de démontrer que les avortements clandestins constituaient une pratique fréquente au Gabon. Les raisons de ces avortements sont multiples. On peut notamment citer : les problèmes financiers (27,70 pour cent), les grossesses rapprochées (23,70 pour cent), les préoccupations scolaires (21 pour cent) et la crainte des représailles de la part des parents (18,50 pour cent) [Nlome et al. 1991].

Deuxièmement, le taux de mortalité maternelle peut être expliqué par l'inégale couverture des prestations sanitaires. En effet, l'analyse des données de routine de certains départements sanitaires fait ressortir des taux de couverture relativement bas en ce qui concerne aussi bien les consultations prénatales (34 pour cent) que les accouchements par le personnel qualifié (19 pour cent) [Bilan Commun des pays, 2001]<sup>50</sup>, alors qu'au niveau national ces chiffres sont élevés. De même, on note de fortes disparités dans l'accès aux soins curatifs entre les femmes de certaines zones rurales (ou vivant en périphérie des zones urbaines) et celles vivant en zones urbaines. En effet, le niveau d'utilisation des dispensaires et même des centres médicaux en milieu rural est relativement plus faible, comparé à celui observé au niveau national.

Les autres causes avancées pour expliquer le piètre niveau de santé maternel dans le pays sont : le mauvais état nutritionnel des mères (notamment les anémies par carence en fer chez les femmes enceintes), le contrôle des infections sexuellement transmissibles, l'insuffisance des ressources humaines en santé, les équipements et les infrastructures insuffisantes.

---

<sup>49</sup> L'étude publiée en 1991 porte sur des données relevées en 1989.

<sup>50</sup> Analyse de situation dans le département sanitaire de Kango dans le cadre de la relance de SSP en 2001.

Dans la section suivante nous allons analyser les indicateurs des OMD liés à la nutrition des enfants.

## **B. La nutrition**

Au Gabon, la malnutrition demeure une réalité qui, sous toutes ses formes, augmente le risque de maladie et de décès précoce [Hubert et al. 1987]. De plus, il est maintenant largement reconnu que les interactions synergiques entre la malnutrition et les maladies infectieuses constituent un fait éprouvant. En particulier, la morbidité et la mortalité dues à la malnutrition sont encore plus importantes lorsque cette dernière est associée à la diarrhée. En réalité, la malnutrition et la diarrhée peuvent l'une et l'autre se compliquer créant entre elle un véritable « cercle vicieux » grevant lourdement le pronostic vital [Diouf et al. 1990]. Le Gabon, malheureusement, n'échappe pas à la « dangereuse association » malnutrition–diarrhée. Le pourcentage d'enfants de moins de cinq ans présentant une insuffisance pondérale, mesure courante d'évaluation de la malnutrition, figure au nombre des indicateurs des OMD. Au Gabon, 8,80 pour cent des enfants de moins de cinq ans présentent une insuffisance pondérale, la forme grave concernant 2 pour cent d'entre eux [OMS, 2010]. Toutefois, le Gabon enregistre, tout comme l'Afrique du Sud, le taux d'insuffisance pondérale le plus faible d'Afrique subsaharienne [OMS, 2010]. Néanmoins, ce résultat demeure préoccupant puisque les niveaux observés, notamment pour la forme modérée, sont largement supérieurs à ceux que l'on s'attend à trouver dans une population en bonne santé et bien nourrie. En effet, pour ce type de population on observe des taux d'insuffisance pondérale d'environ 2,31 pour cent pour la forme modérée et d'environ 0,10 pour cent pour la forme grave [EDSG, 2000]. Par ailleurs, même si le retard de croissance n'a pas été retenu dans le cadre des OMD, il ne constitue pas moins une mesure importante de l'ampleur de la malnutrition dans une population. Au Gabon, son évaluation revêt une double importance si l'on désire avoir une idée des problèmes nutritionnels existants. Tout d'abord, le retard de croissance représente la forme de malnutrition la plus répandue, car il touche plus de 20 pour cent des enfants de moins de cinq ans [EDSG, 2000 ; UNICEF, 2008 ; OMS, 2010]. Ensuite, alors même que les principaux indicateurs de santé (par exemple le taux de mortalité maternelle, les taux de mortalité infanto–juvénile et infantile) progressent lentement voire stagnent depuis 1990, la proportion d'enfants accusant un retard de croissance semble en nette augmentation. Le premier *Rapport National sur les OMD* au Gabon indique que chez les enfants de moins de cinq ans, le pourcentage de malnutris est passé de 10 pour cent en 1993 à

21 pour cent en 2000. D'ailleurs, les estimations les plus récentes de l'OMS semblent confirmer cette mauvaise tendance. Les données émanant des *Statistiques Sanitaires Mondiales 2010* de l'OMS indiquent, durant la période 2000-2009, le retard de croissance au Gabon concerne 26,30 pour cent des enfants de moins de cinq ans. Ces chiffres restent, certes, relativement bons à côté de ceux des pays d'Afrique subsaharienne les plus mal placés tels que le Burkina Faso ou l'Éthiopie qui enregistrent des taux de malnutrition, respectivement, de 44,50 et 50,70 pour cent [OMS, 2010]<sup>51</sup>. Cependant, on peut noter qu'au niveau du retard de croissance, le Gabon reste moins bien positionné que le Sénégal – 20,10 pour cent de prévalence [Op. cit.]. Tout comme le retard de croissance, l'émaciation ne figure pas en tant qu'indicateur clé des OMD. Toutefois, on note qu'au Gabon cette forme de malnutrition touche 3 pour cent des enfants de moins de cinq ans [OMS, 2010].

Des variations significatives dans la prévalence des problèmes de malnutrition existent au Gabon, et il importe de les souligner. En fait, les moyennes globales masquent des disparités substantielles entre les enfants selon le milieu et la région de résidence. Selon le milieu de résidence, il apparaît que l'insuffisance pondérale et le retard de croissance sont des phénomènes localisés principalement en milieu rural. Par exemple, le retard de croissance est deux fois plus élevé en milieu rural (29 pour cent, pour la forme modérée), comparativement à Libreville/Port-Gentil (14 pour cent). Selon la région de résidence, ce sont les enfants de la région Nord qui sont les plus touchés par la malnutrition, qu'il s'agisse du retard de croissance ou de l'insuffisance pondérale [EDSG, 2000].

Les causes de la malnutrition du jeune enfant gabonais sont bien identifiées. La première concerne l'abandon précoce de l'allaitement maternel remplacé par une alimentation artificielle mal comprise (erreurs de dosage dans la reconstitution du lait qui est trop dilué, utilisation trop précoce des céréales). Ainsi, alors que l'OMS recommande que, jusqu'à 4–6 mois, tous les enfants reçoivent uniquement le lait maternel. Au Gabon, seul 7 pour cent des enfants de moins de quatre mois sont nourris conformément à ces recommandations [EDSG, 2000]. La deuxième cause de malnutrition est le sevrage, qui intervient trop tôt et trop brutalement. La troisième concerne le manque de protéines dans l'alimentation des enfants au moment du sevrage. Une alimentation qui est surtout composée d'hydrates de carbone : tubercules (manioc, taro) et fruits (bananes). Les protéines d'origine animale (œufs, poissons) sont chères, mais surtout peu coutumières chez les jeunes enfants. A ces causes s'ajoutent des

---

<sup>51</sup> Données se rapportant à la période 2000-2009.

facteurs aggravants: helminthiases (ascaridiose mais surtout ankylostomiase et anguillulose), rougeole, infections broncho–pulmonaires, diarrhées, paludisme. La majorité de ces facteurs aggravants est fortement liée aux conditions de vie des populations ou l’environnement sanitaire. Ces conditions de vie sont examinées dans la section suivante.

### **C. Environnement et santé**

L’eau et l’assainissement sont indispensables à la santé. Leur rôle en tant que déterminants des niveaux de la mortalité infantile, de la mortalité infanto–juvénile et de la prévalence de la malnutrition<sup>52</sup> a été mis en exergue par Rutstein [2000] et Leipziger et al. [2003]. Tout cela s’explique par le fait qu’il existe un grand nombre de maladies étroitement liées à l’eau et à l’assainissement, lesquelles tuent des millions de personnes dans le monde. Parmi ces maladies figurent, en bonne place, celles déjà bien identifiées comme étant des « tueuses » d’enfants : la diarrhée ou le paludisme<sup>53</sup>. D’autres maladies moins mortelles, mais à l’origine d’une morbidité importante sont aussi imputables à la mauvaise qualité de l’eau et à un assainissement insuffisant ou inexistant. Nous pouvons citer, par exemple, la schistosomiase<sup>54</sup>, le trachome, les helminthiases intestinales (ascaridiase, trichocéphalose, ankylostomiase), la leptospirose, la bilharziose ou encore l’hépatite A. Il apparaît clairement que les populations gabonaises, en particulier les jeunes enfants, sont fortement exposées à ces maladies.

L’environnement sanitaire du Gabon est dépeint à partir de deux indicateurs retenus lors du sommet du millénaire: (i) la proportion de la population urbaine et rurale ayant accès à une source d’eau meilleure ; (ii) la proportion de la population ayant accès à un meilleur système d’assainissement (zone urbaine et rurale)<sup>55</sup>. Concernant l’accès à l’eau potable au Gabon, un rapport du PNUD [2005] relève que ce secteur connaît une évolution positive. Ce rapport, ajoute que si cette évolution positive se poursuit, le Gabon est en mesure non

---

<sup>52</sup> La malnutrition est représentée par l’insuffisance pondérale conformément aux indicateurs mesurant les progrès dans le cadre des Objectifs du millénaire pour le Développement.

<sup>53</sup> L’OMS estime que chaque année, 1,8 et 1,3 millions de personnes, dont 90 pour cent d’enfants de moins de cinq ans pour chaque cas, meurent, respectivement, de maladies diarrhéiques et de paludisme.

<sup>54</sup> La maladie est étroitement liée à l’évacuation des excréments dans de mauvaises conditions et à l’éloignement des sources d’eau salubre. L’OMS estime que l’assainissement de base peut faire reculer cette maladie de 77 pour cent.

<sup>55</sup> La proportion de la population utilisant des combustibles solides est le troisième indicateur relatif à l’environnement suivant la logique des OMD. Les autres éléments relatifs à l’environnement qui ont un impact certain sur la santé sont : l’accès à l’électricité et le type d’habitat (matériaux présents sur le sol ou sur les murs).

seulement d'atteindre d'ici l'année 2015 l'OMD N°7<sup>56</sup>, mais aussi d'asseoir les bases solides de la promotion du développement humain au Gabon. En effet, au niveau national, 82,50 pour cent des ménages en 2005 ont accès à une eau potable contre 67 pour cent en 1995<sup>57</sup>. L'évaluation de l'accès à l'eau potable à partir de l'indicateur issu de la Déclaration du Millénaire nous conduit à noter un taux d'accès à l'eau potable estimé à 87 pour cent pour la population totale, et à 95 et 41 pour cent, respectivement, pour les ménages urbains et ruraux en 2008<sup>58</sup> [OMS, 2010]. La différence urbain/rural en matière d'accès à l'eau potable est nette. Malheureusement, il ne s'agit là que d'un exemple des disparités d'accès aux services d'infrastructures de base qui existent entre les populations rurales et urbaines<sup>59</sup>.

La proportion de la population ayant accès à un meilleur système d'assainissement (zone urbaine et rurale) est l'indicateur que nous allons maintenant décrire. A l'évidence, au Gabon, le secteur de l'assainissement est hautement problématique. Le pays est dans ce domaine bien en deçà des normes requises. En effet, moins de deux ménages sur cinq utilisent des sanitaires qualifiables d'hygiéniques, c'est-à-dire disposant d'un WC avec chasse d'eau et latrines améliorées. L'utilisation de sanitaires hygiéniques reste faible pour toutes les couches de la population. Même parmi les ménages du quintile le plus riche, on observe qu'il y a encore 47 pour cent des ménages utilisant des toilettes non hygiéniques (latrines simples, fosses, etc.) [PNUD, 2005]. Au Gabon, les problèmes pour accéder à un assainissement correct sont si importants que la différence urbain/rural dans ce domaine paraît marginale devant ce qui s'observe généralement en matière d'accès aux services essentiels. En 2008, les taux d'accès à des sanitaires améliorés étaient de 33 et de 30 pour cent, respectivement, pour les ménages urbains et ruraux.

En matière d'environnement et de santé, nul doute que l'accès à l'eau potable et à un assainissement amélioré, notamment, entretiennent des liens étroits avec l'habitat. C'est ainsi qu'une des cibles des OMD est l'amélioration du cadre de vie des habitants des taudis. Dans ces quartiers les conditions sanitaires sont mauvaises. Ces derniers sont souvent érigés dans

---

<sup>56</sup> Assurer un environnement durable. Voir aussi le tableau A1.1 pour une revue d'ensemble des objectifs cibles et indicateurs des OMD ;

<sup>57</sup> Résultats de l'Enquête Gabonaise pour le suivi et l'Evaluation de la Pauvreté de 2005, rapporté par le Rapport sur le Développement Humain au Gabon de 2005.

<sup>58</sup> Ces statistiques suivant le milieu de résidence sont proches de celles fournies par le Rapport National sur les OMD de 2003. Ce dernier a publié les taux d'accès à l'eau potable suivants : 94% en zone urbaine et 45,8% en zone rurale.

<sup>59</sup> Les disparités au détriment des populations rurales existent également en ce qui concerne l'accès aux routes, à l'électricité, etc.

des endroits impropres à l'habitat tels que les zones marécageuses. Ils sont également soumis aux inondations, aux écoulements d'eaux usées et au déversement d'ordures ménagères, favorisant ainsi le développement et la propagation des maladies mortelles bien connues comme les diarrhées ou le paludisme.

## **II. Politique sanitaire et système de santé gabonais**

Dans son *Rapport sur la santé dans le monde 2000*, l'OMS définit un système de santé comme suit : « la totalité des organisations, des institutions et ressources consacrées à la production d'interventions sanitaires, pour améliorer la santé dans le cadre d'un service de santé publique ou d'une initiative intersectorielle ». En s'appuyant sur cette définition, nous présenterons successivement, dans cette section, la politique sanitaire, l'organisation du système de santé, l'offre des biens et services de santé et le financement du système de santé.

### **A. La politique de santé**

Dans ce qui va suivre, nous passons en revue la politique de santé gabonaise, mais auparavant nous rappelons ses options fondamentales.

#### **1 Les options fondamentales**

La République gabonaise a souscrit à de nombreux instruments internationaux de politique sanitaire dont la Déclaration d'Alma-Ata (1978) et l'Initiative de Bamako (1989), qui constituent et restent des références pour la plupart des pays. Ainsi, la politique de santé au Gabon se fonde officiellement sur les principes et valeurs fondamentaux issus de ces deux textes.

Le 12 septembre 1978, le Gabon, à l'instar des autres Etats membres de l'OMS, a adopté la Déclaration d'Alma-Ata. La Déclaration issue des travaux de la Conférence internationale sur les soins de santé primaires (SSP) a adopté une stratégie mondiale visant à atteindre grâce à ces SSP l'objectif de la santé pour tous à l'horizon 2000. Les soins de santé primaires sont définis par l'OMS comme « *des soins de santé essentiels fondés sur des méthodes et des techniques pratiques, scientifiquement valables et socialement acceptables, rendus universellement accessibles à tous les individus et à toutes les familles de la communauté avec leur pleine participation et à un coût que la communauté et le pays puissent*

*assumer à tous les stades de leur développement dans un esprit d'auto responsabilité et d'autodétermination* ». Huit composantes des soins de santé primaires ont ainsi été définies: (i) une éducation concernant les problèmes de santé qui se posent ainsi que les méthodes de prévention et de lutte qui leur sont applicables ; (ii) la promotion de bonnes conditions alimentaires et nutritionnelles ; (iii) un approvisionnement suffisant en eau saine et des mesures d'assainissement de base ; (iv) la protection maternelle et infantile y compris la planification familiale; (v) la vaccination contre les grandes maladies infectieuses; (vi) la prévention et le contrôle des endémies locales; (vii) le traitement des maladies et lésions courantes; (viii) la fourniture des médicaments essentiels. Les principes qui sous-tendent la mise en œuvre et le développement des SSP ont pour finalité une progression équitable de la santé. Il s'agit notamment de l'accès universel aux soins et à la couverture de santé en fonction des besoins ; l'engagement à garantir l'équité en matière de santé dans le cadre d'un développement orienté vers la justice sociale ; la participation communautaire à la définition et à l'exécution des programmes de santé, et l'adoption d'approches intersectorielles de santé.

Les principes qui ont articulé l'Initiative de Bamako constituent des fondements de la politique de santé gabonaise. L'Initiative de Bamako, lancée lors d'une conférence en 1987 de ministres africains de la santé (à Bamako) sous l'égide de l'OMS et de l'UNICEF, voit le jour afin de relancer la politique des soins de santé primaires qui constituait alors le cadre de référence des politiques publiques de santé dans la majorité des PED. Il est notamment précisé dans les premiers documents officiels de l'OMS et de l'UNICEF que l'objectif ultime de l'IB est « l'accessibilité universelle aux SSP »<sup>60</sup>. En effet, au milieu des années 1980, la stratégie ambitieuse des soins de santé primaires est mise à mal par la crise économique que traversent les PED. Accablés, notamment, par le poids de la dette et par la chute des cours des produits à l'exportation, ces pays ont vu réduire leur capacité à financer les services publics de base, y compris les soins de santé primaires. Le problème de l'insuffisance des dépenses de santé publique devait s'accroître dans la mesure où les coupes budgétaires dans les secteurs sociaux –en tant que réponse à la crise– étaient une composante des réformes mises en œuvre dans le cadre des politiques d'ajustement structurel de la Banque Mondiale et du Fonds Monétaire International. Plus globalement, ce sont les systèmes de santé des pays en développement qui subissent des revers desquels ils ne se sont toujours pas encore remis. Au problème des diminutions drastiques de crédits alloués par les gouvernements au secteur de la santé, viennent s'ajouter des politiques qui favorisent une mauvaise allocation budgétaire, un

---

<sup>60</sup> OMS [1988] cité par Ridde [2004].

gaspillage des ressources et une gestion médiocre. En outre, le secteur de la santé allait connaître un exode massif de son personnel qualifié. La fuite des cerveaux du secteur de la santé publique était alimentée par la détérioration des structures sanitaires et des équipements, un manque douloureux de médicaments et autres fournitures et la baisse des rémunérations du personnel de santé publique. C'est dans ce contexte qu'est née l'initiative de Bamako. Bien souvent perçue comme une simple réforme technique du financement des services de santé, l'IB a été élaborée en réponse à la dégradation des systèmes de santé et à l'accès limité des populations aux soins de santé primaires. Les objectifs spécifiques de cette initiative sont: (i) renforcer les mécanismes de gestion et de financement au niveau local ; (ii) promouvoir la participation communautaire et renforcer les capacités de gestion locales ; (iii) renforcer les mécanismes de fourniture, de gestion et d'utilisation des médicaments essentiels ; (iv) assurer des sources permanentes de financement pour le fonctionnement des unités de soins [Ridde, 2004]. De ces objectifs, c'est celui relatif à la participation communautaire qui constitue la clé de voûte l'IB. L'Initiative de Bamako recommandait alors la mise en place du financement communautaire de la santé via le recouvrement des coûts. Le recouvrement des coûts devait entraîner la participation des usagers au financement du système de santé, et avait pour but de mobiliser une partie des ressources nécessaires à la pérennisation de ce système. Différents mécanismes de paiement existent pour réaliser le dit système : le paiement forfaitaire caractérisé par un prix unique quels que soient la maladie, le coût, le diagnostic et le traitement ; le paiement par médicament et par acte et proportionnel au coût réel (direct et indirect) et ; la cotisation annuelle : assurance maladie via des mutuelles locales [Ridde, 2004]. De cette façon, c'est la gratuité des soins, droit fondamental inscrit dans la Constitution lors des Indépendances de bon nombre de pays africains qui est mise à mal. A ce stade de l'exposé, il nous semble important de noter que le Gabon, comme beaucoup d'Etats africains, a eu de la peine à traduire les objectifs annoncés lors de ces conférences internationales en réformes concrètes. Ainsi, comme indiqué dans le Bilan Commun de pays de 2001, au niveau des SSP, les nombreuses actions menées après Alma-Ata, notamment la mise en place des cases de santé et formation des agents de santé villageois, ont été abandonnées au profit du développement du secteur hospitalier. Il en est de même pour l'Initiative de Bamako dont la mise en œuvre n'a jamais été effective au plan national car le principe de recouvrement des coûts n'est pas accepté par le politique qui prône la gratuité des soins.<sup>61</sup>.

---

<sup>61</sup> Contribution du Gabon à la réunion régionale pour la revue de la mise en œuvre de l'initiative de Bamako, mars 1999, cité dans le Bilan Commun de pays [2001].



## 2. Dimensions de la politique de santé

La politique de santé gabonaise, dans l'esprit de la stratégie des SSP et de l'Initiative de Bamako, est marquée par plusieurs étapes.

En 1991, une réforme des systèmes de santé a été initiée par le Ministère des Affaires Sociales suite à la grave crise rencontrée par la Caisse Nationale de Sécurité Sociale. Dans la foulée de cette réforme, des travaux de réflexions sont entrepris aboutissant à la tenue des états généraux de la santé en avril 1992. Suivant les orientations<sup>62</sup> résultant de ces états généraux, trois instruments de la politique de santé ont été successivement engagés: (i) le projet d'harmonisation du système de santé ; (ii) la loi d'orientation de la politique de santé du Gabon ; (iii) le Plan National d'Action Sanitaire.

*Le projet d'harmonisation du système de santé*, annoncé en 1992, visait : d'abord, à améliorer les performances du système de santé grâce à une harmonisation des secteurs public et parapublic ; ensuite, à la promotion de la planification sanitaire et ; enfin, à la mise en place de la gestion dans le mode d'organisation et de fonctionnement des établissements de soins. Il faut souligner que, même si certaines actions ont pu être entreprises, l'harmonisation des systèmes n'a pu être réalisée faute d'adhésion et de soutien politique.

L'Ordonnance 001/95 du 14 janvier 1995 portant orientation de la politique de santé gabonaise est l'instrument de référence en la matière. Elle a pour objectif, de « doter la nation d'un système de santé efficace, souple et accessible à tous les citoyens, quelle que soit leur situation sociale et géographique » (article 6). Cette Ordonnance définit clairement un cadre de stratégie permettant d'harmoniser les différentes actions au niveau national. En premier lieu, elle oriente la politique de santé conformément aux aspects essentiels suivants que sont : l'acceptation du recouvrement des coûts mettant officiellement un terme à la gratuité des soins; l'autonomie de gestion des hôpitaux et ; le développement du système d'information sanitaire ainsi que la mise à jour d'une carte sanitaire. En deuxième lieu, elle définit les priorités de la politique de santé, qui sont : (i) le renforcement du système de prévention, en insistant en particulier sur la santé maternelle et infantile, la médecine préventive, l'hygiène

---

<sup>62</sup> L'adoption de la gratuité fait également partie de ces orientations. Pourtant, les Etats généraux de la santé se sont tenus longtemps après l'Initiative de Bamako qui recommandait de mettre un terme à la gratuité des soins via le principe de recouvrement des coûts. C'est là une preuve des difficultés que le Gabon a eu à incorporer au pied de la lettre certaines recommandations internationales en matière de politiques de santé publique.

publique et l'assainissement, l'information et la communication en matière de santé ; (ii) la protection des groupes vulnérables tels que les malades mentaux ; (iii) disponibilité permanente, dans toutes les structures de santé du secteur public, des médicaments et du matériel médico-technique nécessaires à leur fonctionnement [OMS, 2004]. Enfin, elle précise les grandes lignes à suivre pour redynamiser les ressources humaines et définit la politique du médicament. Ainsi, de l'Ordonnance précitée découlent les stratégies qui suivent: (i) l'amélioration de l'accès des populations aux services essentiels de qualité par le développement des soins de santé primaires et l'organisation des départements sanitaires ; (ii) le renforcement de la lutte contre les principales endémies, notamment le paludisme, le VIH/SIDA et la tuberculose ; (iii) la mise en place d'un système généralisé et équitable de sécurité sociale ; (iv) l'amélioration de la qualité des soins en faveur de la mère et de l'enfant.

*Le Plan National d'Action Sanitaire (PNAS), élaboré pour permettre de traduire en actions la politique générale du Gabon en matière de santé définie dans le loi d'orientation de 1995, a été adopté en Conseil des ministres en mai 1998 pour une durée de trois ans (1998–2000), puis actualisé pour la période 2001–2003. Ce Plan national vise principalement : (i) l'amélioration du cadre institutionnel ; (ii) l'amélioration de la qualité des soins et services ; (iii) la rationalisation des ressources humaines et financières. Ses deux objectifs sont : (i) d'améliorer la couverture sanitaire, c'est-à-dire la qualité et l'accessibilité aux soins et services pour l'ensemble de la population ; (ii) d'améliorer la gestion, c'est-à-dire la productivité, le coût des prestations et l'équilibre financier des structures sanitaires [Damour et al. 2002]. L'évaluation de la mise en œuvre du PNAS en 2000 a montré que seulement 39 pour cent des activités planifiées avaient pu être menées : principalement au niveau institutionnel (45 pour cent), au niveau du système d'information sanitaire (70 pour cent) et au niveau des ressources humaines (40 pour cent) [Kouchner et al. 2004]. En fait, la mise en œuvre du plan d'action s'est fortement heurtée aux contraintes financières. Mais s'il s'agit là d'un facteur handicapant évident, ce n'est pas le seul. Il semble, également, que la volonté effective des autorités à tenir compte des recommandations du PNAS, ainsi que la disponibilité en compétence pour les réaliser soient en cause [Damour et al. 2002]. Pour Kouchner et al. [2004], sa révision est devenue une nécessité pour recentrer les objectifs, les priorités et fixer les bases de la politique de santé qui s'appuieraient en partie sur la stratégie des soins de santé primaires et l'Initiative de Bamako avec disponibilité en médicaments essentiels génériques et participation communautaire. Par conséquent, le Plan National d'Action Sanitaire Révisé a été élaboré en 2003 et pour une durée de trois ans. A travers ce*

nouveau plan, le Ministère de la Santé Publique vise principalement l'amélioration et l'accessibilité aux soins pour tous ; l'amélioration de la qualité des prestations et ; la réduction des coûts de santé, notamment pour les plus démunis. Pour cela, trois objectifs spécifiques ont été retenus : étendre la couverture de l'offre de santé dans le cadre des soins de santé primaires d'au moins 20 pour cent en fin 2003 et 50 pour cent en fin 2005 ; rendre opérationnel 15 départements sanitaires d'ici fin 2003 et 45 d'ici 2005 ; élaborer une politique nationale de santé et un plan national de développement sanitaire d'ici fin 2003 [Kouchner et al. 2004]. Parmi les stratégies proposées pour atteindre ces objectifs : l'opérationnalisation des départements sanitaires ; le renforcement des modalités de financement de la santé y compris le recouvrement des coûts ; le développement d'un cadre de concertation entre l'Etat, les communautés, les ONG, les assemblées et les autres partenaires. Un des objectifs spécifiques du PNAS Révisé était de concevoir un Document de Politique Nationale de Santé Publique. Ce dernier, publié en 2004, a pour objectif général d'améliorer l'état de santé des populations, en particulier vulnérables, en réduisant les coûts de santé pour les usagers et en développant la promotion de la santé. Les quatre objectifs intermédiaires pour l'atteindre sont: (i) diminuer la morbidité et la mortalité des maladies prioritaires ; (ii) améliorer la gestion des ressources humaines, matérielles et financières ; (iii) assurer l'accessibilité à des prestations de qualité et la disponibilité en médicaments et dispositifs essentiels ; (iv) enfin, renforcer le système de santé, soit le cadre institutionnel, le système d'information sanitaire, et l'intégration de la médecine traditionnelle. Au Gabon, les Plans Nationaux d'Actions Sanitaires (PNAS) se suivent et se ressemblent dans les grandes lignes. C'est la preuve que leur mise en œuvre n'est jamais complète. En d'autres termes, malgré l'énorme travail de réflexion et les propositions des différents PNAS, ces derniers n'apparaissent pas comme ceux qui guident l'action quotidienne des autorités en matière de santé. Cette situation, au bout du compte, nuit gravement à la santé du système de soins ainsi qu'à la réalisation de ses objectifs, principalement l'amélioration de la santé. Le bilan sanitaire déplorable tiré de la précédente analyse des principaux indicateurs des OMD liés à la santé peut donc s'expliquer.

Après avoir présenté la politique de santé, nous allons maintenant examiner l'organisation du système de santé.

## **B. L'organisation du système de santé**

Au Gabon, l'organisation du système de santé s'appuie sur trois secteurs : le secteur public civil et militaire, le secteur parapublic et le secteur privé.

### **1. Le secteur public (civil et militaire)**

Avant de procéder à la présentation du secteur public, précisons brièvement la manière dont se présente l'organisation du Ministère de la Santé Publique. L'organisation du Ministère de la Santé publique, représentée à la figure A1.1 en annexe, a été fixée dans le cadre du décret N°001158 du 4 septembre 1997. Le nouvel organigramme comprend au niveau central : le Cabinet du Ministre auquel sont rattachés la Direction du Médicament et de la Pharmacie, l'Inspection générale de la Santé et le Secrétariat général. Au Secrétariat général sont rattachées trois directions générales : (i) la Direction Générale de la Santé chargée de promouvoir les activités de santé dans le domaine de la médecine curative et préventive, et comprenant la direction de la médecine des collectivités (médecine scolaire et universitaire, médecine du travail, médecine des personnes âgées), et l'Institut d'épidémiologie et de lutte contre les endémies ; (ii) la Direction générale de la planification, des infrastructures et des équipements en charge des infrastructures sanitaires, de l'équipement biomédical et de la programmation des investissements ; (iii) la Direction générale des ressources humaines et des moyens généraux qui gère le personnel, la formation, les moyens généraux (financements, informatique et statistiques) et le patrimoine.

L'organisation administrative du secteur public civil de santé a été régie par le décret 000488/PR/MSPP du 30 Mai 1995 portant création, organisation et fonctionnement des régions et des départements sanitaires. Il a été créé dix régions et cinquante départements sanitaires. Le découpage des régions sanitaires correspond au découpage administratif provincial, excepté pour la province de l'Estuaire où ont été créées deux régions sanitaires : « région Libreville » et « région Ouest ». La région sanitaire est dirigée par un Directeur régional de la santé (DRS) ayant rang et prérogatives de Directeur d'Administration centrale. Il assure la coordination, la supervision et le contrôle des activités de l'ensemble des départements sanitaires de son ressort. Le découpage des départements sanitaires, quant à lui, correspond au département administratif (47 départements) auxquels viennent s'ajouter trois départements sanitaires pour la région de Libreville. Le département sanitaire est géré par un

chef de département sanitaire (CDS). Le secteur public civil est également structuré selon trois niveaux : le niveau primaire, le niveau secondaire et le niveau tertiaire. Le niveau primaire, niveau de premier contact entre les services et la population, est composé des centres médicaux qui servent de structures de référence, des centres de santé de district ou urbains, des dispensaires et des cases de santé. Le niveau secondaire ou niveau d'appui technique est, lui, essentiellement composé des directions régionales de santé et représenté par les centres hospitaliers régionaux ou hôpitaux régionaux, des bases épidémiologiques implantées dans les chefs lieux de province où se trouvent également la Direction Régionale Sanitaire (DRS). Cette structure du niveau intermédiaire sert de référence pour le niveau primaire. Le niveau tertiaire comprend l'ensemble des directions centrales y compris les programmes de santé et les instituts. Ce niveau est représenté, d'une part, par les trois hôpitaux nationaux de référence : le Centre Hospitalier de Libreville (CHL), l'hôpital psychiatrique de Melen et l'hôpital spécialisé de Nkembo. D'autre part, depuis 1990, cinq centres hospitaliers modernes ont été construits en province : à Franceville, Port-Gentil, Mouila, Oyem et Koulamoutou. Ils ont pour vocation de remplacer progressivement les hôpitaux régionaux qui sont pour certains dans un état de dégradation important, faute de maintenance. Ces nouveaux établissements hospitaliers devaient être des références médicales dans leur région sanitaire. Malheureusement, ils sont encore loin d'assumer leur rôle d'établissements de référence dans leur région. En outre, deux autres établissements hospitaliers s'intègrent dans ce réseau d'hôpitaux de référence publics : l'Hôpital sino-gabonais de Franceville et la Maternité Joséphine Bongo.

Le secteur public militaire dépend directement du Ministère de la Défense Nationale. Ses structures comprennent l'hôpital militaire de Melen, dans la banlieue de Libreville, et plusieurs infirmeries de garnison situées dans les chefs lieux de provinces.

## **2. Le secteur parapublic**

Le secteur parapublic est sous la tutelle du Ministère des Affaires Sociales. Il est représenté par la Caisse Nationale de Sécurité Sociale (CNSS) qui est un organisme de prévoyance sociale couvrant les salariés du privé et leurs ayants droits, la main d'œuvre non permanente de l'Etat et les gens de maison. La CNSS dispose de trois hôpitaux : deux hôpitaux généraux (la Fondation Jeanne Ebori à Libreville et l'Hôpital Paul Igamba à Port Gentil) et un hôpital pédiatrique (à Owendo). On compte par ailleurs des centres médico-

sociaux, dont neuf sont fonctionnels. Les structures sanitaires de la CNSS ont pour mission initiale d'accueillir et de garantir des soins aux assurés et à leurs ayants droits. Avec le temps, cette mission s'est progressivement étendue aux non assurés. Malgré tout, la tarification des soins dans ces structures les rend financièrement inaccessibles pour une grande partie de la population<sup>63</sup>, notamment les plus démunis. Aujourd'hui, la CNSS se trouve confrontée à d'énormes difficultés qui ont conduit, d'une part, à la réduction du paquet des services couverts et, d'autre part, à la dégradation à la fois des établissements de soins de la CNSS et de la qualité des services qu'elle propose. Son équilibre financier, notamment, n'est plus assuré depuis plusieurs années. Les principales raisons de cet état des choses sont essentiellement internes à la CNSS. Il s'agit, d'abord, des carences dans la gestion des structures sanitaires (hôpitaux et centres médicaux) par la caisse. Ces carences sont dénoncées par le Ministre des Affaires Sociales et rapportées dans le rapport de Kouchner et al. [2004]. Ensuite, on a identifié, comme causes internes aux difficultés financières de la CNSS, l'insuffisance et l'incohérence du financement (cotisations) prévu pour la santé. Il faut noter que 8 pour cent des cotisations sociales servent à financer les allocations familiales contre seulement 4,10 pour cent pour la santé. Et à l'intérieur du prélèvement santé 2 pour cent servent à financer les médicaments contre 1,50 pour cent pour l'Hospitalisation. Ceci est nettement très insuffisant et conduit à financer la santé avec des prélèvements prévus pour d'autres prestations [Kouchner et al. 2004]. De même, on estime que le montant des cotisations des membres demeure relativement faible. On peut également ajouter que La crise qui a affecté l'économie gabonaise en 1986 et ses effets n'ont pas épargné la CNSS, bien au contraire. Durant la crise, comme les entreprises fermaient, la CNSS a vu diminuer le nombre de ses cotisants qui sont passés de 120.000 à 68.000. Dans le même temps, le nombre des retraités augmentait. Dans une certaine mesure, la crise a contribué à aggraver les difficultés financières préexistantes. Il faut noter, par exemple, qu'au moment où la crise éclatait en 1986, la branche vieillesse de la CNSS était déficitaire depuis trois ans. Une autre illustration majeure des difficultés financières antérieures à la crise est relative à la construction des trois hôpitaux et des centres médicaux. En effet, la construction de ces établissements sanitaires, dont l'obligation avait été mandatée par le gouvernement, avait selon les estimations fait entrer 5 milliards de recettes mais entraîné des dépenses de l'ordre de 14 milliards. L'ampleur et surtout la profondeur de la crise qu'a rencontré la CNSS a été, comme indiqué plus haut, à l'origine de la réforme du système de santé initiée par le Ministère des Affaires Sociales en

---

<sup>63</sup> Il faut savoir que la protection sociale (CNSS et CNGS) ne permet la couverture que d'à peine 29% de la population [Kouchner et al. 2004].

1991. Comme les difficultés de la Caisse Nationale de Sécurité Sociale persistaient en 2001, elle a réagi en proposant l'autonomisation de la gestion de ses trois hôpitaux, c'est dire leur privatisation.

### **3. Le secteur privé**

Le secteur privé comprend trois entités : lucratif, non lucratif et traditionnel. Le secteur privé lucratif regroupe une multitude de structures : des cabinets médicaux, des cliniques de petite tailles (3–4 lits) ou de taille moyenne (20–35 lits), une polyclinique, des dispensaires, des laboratoires d'analyses médicales, plus d'une trentaine de pharmacies et deux grossistes répartiteurs. Ledit secteur est surtout développé dans les grandes villes, essentiellement à Libreville où se trouvent 85 pour cent des cabinets médicaux privés<sup>64</sup> ; et dans une moindre mesure à Port–Gentil. La mise en place par certaines grandes entreprises (domaines du bois et du pétrole) de leurs propres structures de soins destinées principalement à leur personnel, telle la clinique Elf à Port–Gentil, contribue au développement du secteur privé lucratif. Cependant, ce secteur qui est en pleine expansion n'est pas irréprochable et demeure peu maîtrisé par les autorités sanitaires. Le plateau technique des structures appartenant à ce secteur est souvent limité et le contrôle de la qualité de leurs prestations est difficile à assurer par manque de moyens. Le secteur privé non lucratif est représenté principalement par l'Hôpital Albert Schweitzer de Lambaréné, un des plus vieux hôpitaux d'Afrique, et l'Hôpital évangélique de Bongolo dans la province de la Nyanga. A ces deux structures principales s'ajoutent quelques dispensaires des missions catholiques et protestantes et les infirmeries des sociétés privées, d'associations et de diverses organisations non gouvernementales (ONG). L'accessibilité financière des structures de ce secteur est meilleure par rapport à celles des autres secteurs.

La médecine traditionnelle qui appartient au secteur privé a été officiellement reconnue dans le cadre de l'Ordonnance 001/95 du 14 janvier 1995. Il semble qu'une vaste partie de la population a recours à cette médecine et à la pharmacopée traditionnelles en première intention ou en parallèle aux médecins et personnel paramédical. Mais, en réalité, son importance et surtout ses impacts sont mal connus. Ils ne sont pas évalués et les tradipraticiens ne sont pas encore recensés.

---

<sup>64</sup> Damour et al. 2002.

Le réseau des églises, dites « éveillées », joue aussi un rôle important. Il y a, en effet, une montée de religiosité et des pratiques de guérisons par la foi. Ces pratiques sont souvent courantes dans le domaine du Sida, notamment. Malgré tout, bien que très actif au Gabon, cette forme de médecine ne jouit pas d'un statut légal.

Au total, il ressort que le système de santé gabonais repose sur trois secteurs, lesquels cohabitent sans relations formelles de complémentarité. Ainsi, ce système ressemble à beaucoup d'autres systèmes de santé en Afrique. Il convient de préciser que cette superposition de plusieurs systèmes fonctionnant sans concertation et coordination est généralement perçue comme étant une caractéristique affectant négativement les performances des systèmes de santé. Mais, s'il n'est pas toujours évident d'appréhender les interconnexions entre ces différents systèmes, ils offrent néanmoins aux populations, et chacun à sa façon, divers biens et services de santé.

### **C. Les ressources sanitaires**

Le système de santé gabonais propose une grande diversité de ressources sanitaires pour répondre aux besoins et aux attentes des populations en matière de soins. Ces ressources sanitaires que nous allons décrire se décomposent en infrastructures sanitaires, en ressources humaines (personnel de santé) et en substances pharmaceutiques.

#### **1. Les infrastructures sanitaires**

Le tableau 2.1, ci-dessous, présente la répartition des infrastructures sanitaires par secteur. On constate que le secteur public réunit le plus grand nombre d'établissements sanitaires. Il compte 12 hôpitaux généraux et 12 hôpitaux spécialisés. Parmi ces établissements le Centre Hospitalier de Libreville représente une référence au niveau national. Le secteur public peut en plus se reposer sur l'Hôpital sino-gabonais, la Maternité Joséphine et sur les structures du service de santé militaire. En matière d'offre de soins de santé de base, le secteur public produit 41 centres médicaux, 413 dispensaires 51 centres de soins maternels et infantiles et 157 cases de santé. En s'appuyant toujours sur le tableau 2.1, on constate que le secteur parapublic est relativement peu doté en matière d'infrastructures sanitaires. Il ne rassemble que deux hôpitaux généraux dont un spécialisé, une polyclinique et 9 centres médicaux, tous appartenant à la CNSS.



**Tableau 2.1: Répartition des infrastructures sanitaires par secteur en 2009**

Structures sanitaires	Secteurs					Total
	Publics	Parapublic CNSS	Privé lucratif	Privé non lucratif	Humanitaire	
Hôpitaux Généraux	12	2	.	2	.	16
Hôpitaux spécialisés (bases incluse)	12	1	.	.	.	13
Cliniques	.	.	19	.	.	19
Centres médicaux	41	9	.	.	.	50
SMI	51	.	.	.	.	51
Dispensaires	413	.	.	4	.	417
Cases de santé	157	.	.	.	.	157
Infirmeries	37	.	.	.	8	45
Cabinets	.	.	79	.	.	79
Laboratoires d'analyses	.	.	4	.	.	4
Pharmacie	.	.	33	.	.	33

Source : OMS-Gabon.

Le secteur privé lucratif contribue à l'extension de l'offre des soins, principalement en zone urbaine. Deuxième secteur en termes de volume des infrastructures sanitaires, il compte 79 cabinets privés, 19 cliniques, une polyclinique et 4 laboratoires d'analyses médicales. Ce secteur, comme on peut le voir au tableau 2.1, ne propose pas de structures sanitaires de base telles que les dispensaires ou les centres médicaux. En revanche, le secteur privé non lucratif, essentiellement confessionnel, fournit 4 dispensaires. Il est aussi doté de deux hôpitaux généraux. Quant au secteur de la médecine traditionnelle, non représenté dans le tableau 2.1, il met également à disposition un certain nombre de structures, mais les données actuellement disponibles sont insuffisantes pour mesurer son importance. Enfin, il ne faut pas oublier les 8 infirmeries appartenant au monde de l'humanitaire (voir, tableau 2.1).

D'après le *Rapport National sur le développement humain au Gabon* publié par le PNUD en 1998 (PNUD, 1998), l'infrastructure sanitaire gabonaise constitue, en principe, un encadrement adéquat pour sa population. Pourtant, ce n'est pas le cas. Cette situation est justifiée par plusieurs raisons.

En premier lieu, la répartition des infrastructures de soins de santé dans les provinces est très inégale. A l'évidence, elle n'a pas été planifiée en fonction du profil démographique. C'est ainsi que l'on se retrouve avec des établissements surdimensionnés ou sous utilisés dans certaines provinces, tandis que dans d'autres ces établissements, essentiellement les structures de santé de base, sont surchargés ou en nombre insuffisant. Les données nationales concernant

le niveau d'utilisation des dispensaires et des centres médicaux publics illustre parfaitement la sous utilisation des certaines infrastructures. En effet, l'OMS [2004] estime à 0,22 et à 0,48 consultation par habitant et par an, respectivement, pour les dispensaires et pour les centres médicaux. Ces niveaux d'utilisation sont, sans doute, encore plus bas dans certaines provinces, notamment celles de l'intérieur. Le ratio population/formation sanitaire par provinces, présenté au tableau 3.1 ci-dessous, constitue également une illustration de la répartition inéquitable des formations sanitaires. Ainsi, l'analyse de ce tableau révèle une insuffisance d'infrastructures sanitaires dans les provinces de l'Ogooué-Maritime, de l'Estuaire, du Haut-Ogooué et du Woleu-Ntem comparativement aux provinces de la Nyanga, du Moyen-Ogooué et de l'Ogooué-Lolo. Il importe d'observer que les provinces marquées par une insuffisance des équipements sanitaires sont aussi celles où se situent les principaux centres urbains du pays comme Libreville et Port Gentil.

En deuxième lieu, la qualité des conditions d'accueil des patients, les conditions de travail du personnel et les services dispensés au sein de cette infrastructure posent problème. Les structures de soins de santé de base, premiers points de contact des populations avec les services de santé, comme les structures qui constituent des hôpitaux de référence sont concernées par ce problème. Au niveau des structures de soins de santé de base, relativement plus touchés par les mauvaises conditions d'offre de soins, on peut évoquer, par exemple, la situation qui caractérise les dispensaires publics de Kélé ou de Mokabo où l'on relève un manque d'eau, d'hygiène et d'électricité.

**Tableau 3.1. Ratio population/formation sanitaire par province en 2004**

Provinces	Ratio population/formation
Estuaire	2150
Haut-Ogooué	1332
Moyen-Ogooué	997
Ngounié	664
Nyanga	633
Ogooué-Ivindo	890
Ogooué-Lolo	636
Ogooué-Maritime	2594
Woleu-Ntem	1164

Source : OMS –Gabon.

Les structures elles mêmes, ainsi que les équipements médico–techniques, sont vétustes insuffisants ou en mauvais état. De plus, il a été fait état d’un désordre important minant les dispensaires publics<sup>65</sup>. En outre, une grande majorité des structures de santé de base souffrent d’un manque d’équipements minimum (absence de thermomètre, de tensiomètre, de stéthoscope et de balance), de médicaments et de personnels. Même les centres médicaux, censés être des structures de référence pour le niveau primaire des soins, connaissent ces problèmes. Alors que la mission des services de santé de base est de prodiguer des soins curatifs, préventifs, éducatifs et promotionnels, on constate – notamment en milieu rural– que ces services de santé sont limités au seul aspect curatif, et même ce dernier laisse à désirer du fait entre autre des compétences incomplètes des agents. Les établissements hospitaliers, à leur tour, ne peuvent offrir des soins de qualité et assurer leur mission d’hôpitaux de référence en raison pour les plus modernes de dysfonctionnements à tous les niveaux, et pour les plus anciens, d’un état de délabrement très important des infrastructures et de l’équipement. A cela s’ajoute une pénurie de personnel de santé. Pour avoir un aperçu de la situation des structures hospitalières modernes, prenons l’exemple du Centre Hospitalier de Mouila. Cette structure de 160 lits environ est restée fermée pendant près de 5 années. La Direction de l’hôpital s’est heurtée à de nombreux problèmes pour transférer tous les services de l’ancien établissement vers la nouvelle structure. Parmi ces problèmes, il y a eu: (i) le dysfonctionnement du plateau technique lié à l’absence de documents (mode d’emploi) d’appareils techniques sophistiqués et à l’inadaptation des équipements au réseau électrique local ; (ii) la dégradation du matériel –les deux tables radiographiques neuves qui n’étaient plus fonctionnelles ou encore le système de stérilisation qui n’était plus opérationnel ; (iii) le manque de personnel (en 2004, deux médecins seulement se partageaient les activités médicales, chirurgicales, pédiatriques, gynécologiques, ORL, ophtalmologique, de gestion, etc.) [Kouchner et al. 2004]. Nous ne pouvons continuer sans nous arrêter sur ce qu’il en est du Centre hospitalier de Libreville, censé servir de vitrine du pays en matière de soins. Dans leur rapport, Kouchner et al. [2004] relèvent, dans ce centre hospitalier, un état de vétusté et de délabrement des infrastructures (maternité, néphrologie), des insuffisances du plateau technique (imagerie, bloc opératoire, néonatalogie...) et des ruptures de stock en médicaments génériques (quinine). Par conséquent, les auteurs du rapport estiment que le CHL ne peut offrir des soins répondant aux normes habituellement fixées pour un hôpital de référence. Pourtant, ces problèmes ont été mis en avant par les autorités sanitaires lors de l’élaboration du PNAS 1998–2000, notamment

---

<sup>65</sup> Voir Kouchner et al. [2004].

ceux concernant: (i) la vétusté des infrastructures ; (ii) l'inadéquation des équipements nouveaux ; (iii) l'absence de maintenance liée à l'insuffisance des ressources financières mais aussi à l'insuffisance de personnel qualifié pour assurer cette maintenance ; (iv) la trop grande diversité des modèles de marque de matériel.

En troisième lieu, le fait qu'un nombre important d'établissements sanitaires de base ne soient pas opérationnels explique pourquoi l'infrastructure sanitaire du Gabon n'est pas à la hauteur des attentes. Un rapport officiel établissait qu'en dehors des grandes villes 40 pour cent des dispensaires, par exemple, n'étaient pas opérationnels, faute de ressources de fonctionnement, de médicaments et de la mauvaise gestion [PNUD, 1998]. Lorsqu'elles ne sont pas opérationnelles, elles sont carrément fermées. Le paradoxe en milieu rural est que la présence d'un nombre relativement élevé d'infrastructures sanitaires de base constitue d'une certaine façon une cause des problèmes que connaissent ces structures. En effet, en raison d'une faible densité de population au km<sup>2</sup> ou de l'éloignement des équipements sanitaires, le milieu rural connaît un taux d'utilisation des dispensaires très bas. Ceci réduit leur rentabilité, démotive le personnel et ne permet pas d'entretenir l'expertise ni d'assurer une rotation des stocks suffisante. Par ailleurs, la répartition des ressources et la maintenance y sont d'autant plus coûteuses.

Enfin, la préférence des populations pour les soins hospitaliers au détriment des soins de santé de base représente une des causes qui justifie pourquoi le volume des infrastructures sanitaires présentes au Gabon ne donne pas les résultats escomptés. Plus spécifiquement, la mauvaise utilisation des établissements sanitaires de base par la population se traduit par un engorgement des centres hospitaliers dans les grandes villes. Une situation particulièrement préoccupante à Libreville où le CHL enregistre un taux d'occupation des lits dépassant 100 pour cent dans certains services (médecine, urgence, etc.) [Kouchner et al. 2004].

## **2. Les ressources humaines**

Les ressources humaines, c'est-à-dire les différents types de personnel clinique ou autre permettant de réaliser chacun des actes individuels et chacune des interventions de santé publique, sont les principaux apports d'un système de santé [OMS, 2000]. Le personnel en question est celui que nous connaissons tous : médecins, infirmiers, pharmaciens, chirurgiens dentistes, sages femmes, paramédicaux, personnel administratif, etc. Le recensement des

ressources humaines relevant du Ministère de la Santé Publique, effectué en 2002, fait état de 7402 agents fonctionnaires et contractuels, dont 378 médecins (244 généralistes et 134 spécialistes), 497 sages-femmes, 15 chirurgiens-dentistes, 3182 paramédicaux, 607 professionnels administratifs et 38 contractuels internationaux. En fait, on observe une augmentation de 38 pour cent du personnel de santé du secteur publique de santé par rapport à l'année 1996 quand leur nombre n'était que de 5382. Notons que cette augmentation a concerné essentiellement les secteurs paramédical, administratif et la main d'œuvre non permanente. Les effectifs de médecins, dentistes, pharmaciens, sages-femmes ont, en revanche, baissé de 14 pour cent sur cette même période [Kouchner et al. 2004]. Pour avoir une idée d'ensemble de la main d'œuvre active sur le marché du travail du secteur de la santé, on dispose des données réunies par l'OMS [2010] pour la période 2000-2009, et reprises dans le tableau 4.1, ci-dessous. A partir de ce tableau 4.1, il apparaît évident que le système sanitaire gabonais souffre d'une pénurie de personnel<sup>66</sup>. Remarquons que c'est aussi le cas de la grande majorité des pays de l'Afrique subsaharienne<sup>67</sup>. D'après le tableau 4.1, les besoins en agents concernent surtout le personnel en dentisterie, en pharmacie et celui travaillant pour l'environnement ou la santé publique. Pour ces trois catégories de profession, la densité du personnel de santé est de 1 pour 10000 habitants. Le nombre de médecin, sage-femme et de paramédical par habitant est considéré comme satisfaisant par les experts de l'OMS exerçant au Gabon [OMS, 2004]. En milieu rural, le PNAS mentionne que la pénurie de personnel de santé y est, particulièrement, préjudiciable à la mise en œuvre de ses activités [Damour et al. 2002].

**Tableau 4.1. Ressources humaines du système de santé gabonais : 2000-2009**

Profession	Nombre	Densité (pour 10000 habitants)
Médecins	395	3
Personnel infirmier et sages-femmes	6778	50
Personnel en dentisterie	66	1
Personnel de pharmacie	63	1
Agents travaillant pour l'environnement ou la santé publique	150	1

*Source : Statistiques Sanitaires Mondiales 2010 [OMS, 2010].*

<sup>66</sup> Cette situation est bien connue des autorités gabonaises qui soulignaient dans le PNAS, cité par Kouchner et al. [2004], le fait que les besoins étaient en 2002 de 1946 personnels, soit 25 pour cent des effectifs de cette année-là.

<sup>67</sup> Voir OMS [2010] pour comparaison.

Un problème majeur lié aux ressources humaines en santé au Gabon réside dans l'inégale répartition du personnel de santé sur le territoire national. Libreville et la région de l'Estuaire concentrent plus de la moitié des effectifs du personnel soignant [OMS, 2004]. Une concentration qui touche tous les établissements de soins, qu'il s'agisse d'hôpitaux, de dispensaires ou encore de centres de santé. A titre d'exemple, en 1997, Libreville comptait 1 médecin pour 1974 habitants (soit 61 pour cent du total des médecins en activité cette année), contre 1 médecin pour 3404 habitants à Mouila à la même époque [Moubele, 2004]. Pire encore, en province certaines spécialités ne sont pas représentées d'où le recours fréquent à des évacuations sanitaires vers la capitale [Damour et al. 2002]. Il arrive également, dans ces régions, que des centres médicaux soient tenus par des infirmiers ou des techniciens supérieurs et que des dispensaires soient tenus par des agents auxiliaires sans aucune qualification [Bilan commun de pays, 2001]. Ce déficit en personnels dans les provinces, notamment en milieu rural, peut s'expliquer par les mauvaises conditions de vie et de travail (faible niveau de vie, insuffisance de logement de fonction, et de moyens de transport, le mauvais état des voies de communication et des infrastructures sanitaires, absence de supervision etc.). C'est ainsi que l'affectation en province n'est pas vécue par les médecins comme valorisant. De plus, une partie importante du personnel affecté ne rejoint pas son poste.

Dans ce contexte, et notamment pour essayer de pallier à ce problème de pénurie, la formation du personnel de santé gabonais constitue aujourd'hui un investissement clé du système de santé. Elle détermine les connaissances et les compétences disponibles en matière de soins de santé. Pour assurer cette formation, le Gabon dispose de plusieurs institutions de formation des agents et administrateurs de santé. On peut citer : l'Université des Sciences de la Santé (USS), les Ecoles Nationales d'Action Sanitaire et Sociales (ENASS), l'Ecole Nationale d'Administration (ENA) et l'Ecole Préparatoire aux Carrières Administratives (EPCA). L'Université des Sciences de la Santé, régie par le Ministère de l'Enseignement Supérieur, assure la formation initiale de la majorité des médecins généralistes gabonais (des secteurs public, parapublic ou privé) ainsi que des sages-femmes, des techniciens supérieurs de biologie médicales et d'anesthésie. Les chirurgiens, les gynécologues et les pédiatres y reçoivent une partie de leur formation, qu'ils complètent à l'étranger. La formation des pharmaciens s'effectue toujours à l'étranger en raison de l'absence de Faculté de Pharmacie au Gabon. Si ce dernier point constitue une défaillance évidente de la formation initiale du personnel médical, un dysfonctionnement majeur de cette formation reste que ses

programmes ne sont pas toujours adaptés aux besoins du pays. Cette situation aboutit à une insuffisance ou une absence de certaines spécialités : santé publique, épidémiologie, chirurgie, anesthésié. De plus, la formation continue ou formation en cours d'emploi, pour le personnel soignant ou pour le personnel d'encadrement laisse à désirer. En effet, cet investissement clé permettant de mettre à jour les connaissances et les compétences en matière de soins, est quasiment inexistant.

L'ENASS se charge de la formation initiale du personnel paramédical. Quatre écoles nationales d'actions sanitaires et sociales<sup>68</sup>, régies par le Ministère de la Santé Publique, forment les agents paramédicaux : infirmiers diplômés d'Etat, infirmiers assistants, adjoints techniques de laboratoire et de radiologie, adjoints techniques dentaires, préparateurs en pharmacie, techniciens, adjoints techniques de génie sanitaire et d'hygiène publique. Elles forment également des adjoints d'administration sanitaire, des adjoints techniques de statistiques et des secrétaires de santé. On note une forte féminisation du personnel paramédical qui représenterait 80 pour cent des effectifs. Précisons que la formation du personnel paramédical relève du Ministère de la Santé Publique.

L'ENA forme des administrateurs de santé (comme les Directeurs régionaux de la santé) tandis que l'EPCA forme des attachés d'administration sanitaire.

### **3. Les substances pharmaceutiques**

Les substances pharmaceutiques ou les médicaments, qui interviennent constamment dans le traitement des malades, se situent au cœur du système de soins. Au Gabon, l'approvisionnement et la distribution des médicaments sont assurés par trois types d'opérateurs qui se partagent les trois secteurs public, parapublic et privé : l'Office Pharmaceutique National (OPN) dans le secteur public, la Pharmacie Centrale de la CNSS dans le secteur parapublic et les grossistes répartiteurs (Pharmagabon et Copharga SA) dans le secteur privé. Ces opérateurs se partagent un marché important, relativement à la population du Gabon. En 2002, les ventes de produits pharmaceutiques auraient rapporté au secteur 22,17 Milliards de FCFA [Damour et al. 2002]. L'OPN, créé en 1995 et placé sous la tutelle du Ministère de la Santé Publique, est chargé de l'approvisionnement et de la distribution des médicaments utilisés au sein des formations et des établissements sanitaires du secteur

---

<sup>68</sup> Les quatre écoles concernées sont situées à Libreville et à Koula-Moutou.

public<sup>69</sup>. L'approvisionnement concerne des médicaments essentiels génériques (90 pour cent) ainsi que des médicaments présentés sous nom de marque achetés auprès des fournisseurs implantés pour 90 pour cent en France, selon des procédures d'appels d'offres internationaux et par négociation de gré à gré. Précisons que l'OPN a mis en place le système d'appels d'offres en 1998, lequel système aurait fait chuter les prix de 50 pour cent par rapport aux achats effectués sans appels d'offres. Aujourd'hui, l'OPN est dans une situation précaire. Il est confronté à d'énormes problèmes d'approvisionnement liés au non paiement des médicaments aux laboratoires pharmaceutiques. Pour preuves, des containers sont régulièrement bloqués dans les ports et des arriérés de paiements se chiffrent à des milliards – environ 4 milliards en 2000, selon Kouchner et al. [2004]. Le blocage des containers va avec la péremption des produits pharmaceutiques et la rupture des stocks de médicaments à l'OPN, comme dans les structures sanitaires publiques. L'importance des arriérés de paiements est telle que, en 2002 par exemple, aucun médicament n'a été livré [Op. cit.]. Plusieurs facteurs expliquent les problèmes d'approvisionnement qui minent l'OPN. Le premier est lié au statut de l'OPN qui est placé sous la tutelle du Ministère de la Santé Publique. Ainsi, la structure ne dispose d'aucune autonomie de gestion, ni ne possède de trésorerie. Elle est par conséquent dépendante des procédures bureaucratiques et financières du Ministère des Finances pour son approvisionnement en médicaments, ou encore pour des réapprovisionnements réguliers. A cela s'ajoute la faible exécution budgétaire. Le deuxième facteur explicatif est en rapport avec une mauvaise gestion des médicaments au niveau des structures publiques<sup>70</sup>. A ces deux facteurs viennent s'ajouter des problèmes organisationnels qui existent au niveau des entrepôts. La pénurie en personnel (1 Directeur, 2 pharmaciens, 10 préparateurs, 1 gestionnaire, 3 opérateurs, 10 magasiniers) est aussi dénoncée comme étant préjudiciable au bon fonctionnement de cette institution. L'OPN connaît également des problèmes de distribution de médicaments qu'elle doit faire parvenir vers quelques 500 structures sanitaires publiques (hôpitaux, centres médicaux, et infirmerie des collèges et lycées). Lors des distributions, les détournements de médicaments ne sont pas rares. Une solution pour réduire les risques de détournements évidents a été de confier la livraison des produits pharmaceutiques disponibles à l'OPN, longtemps assurée par les transporteurs de cette officine, aux prestataires privés.

---

<sup>69</sup> Les structures sanitaires publiques ont l'obligation de s'approvisionner en médicaments essentiels génériques à l'OPN à l'exception du Centre Hospitalier de Libreville et des cinq nouveaux centres hospitaliers régionaux (Franceville, Port-Gentil, Koulamoutou, Oyem et Mouila) qui disposent de budgets autonomes.

<sup>70</sup> Dans ces structures publiques les pratiques de détournement des médicaments sont aussi courantes.



La CNSS qui représente le secteur parapublic achète et approvisionne ses établissements (la Fondation Jeanne Ebori, l'Hôpital pédiatrique d'Owendo, l'Hôpital Paul Igamba et 9 centres médico-social) par l'intermédiaire de sa Pharmacie Centrale. La Pharmacie Centrale de la CNSS effectue les achats directement chez les grossistes<sup>71</sup> implantés sur place au Gabon ou à l'étranger en procédant par appels d'offres internationaux. Il importe de signaler, d'une part, que la notion de médicament essentiel n'a jamais été insérée dans la liste des produits demandés, et d'autre part, que les appels d'offres sont rédigés en nom de spécialités, ce qui empêche d'acheter à moindre coûts. Quoi qu'il en soit, la CNSS en proie à des difficultés financières, depuis plusieurs années, a fini par limiter la fourniture des médicaments comme celle du matériel médical. Ainsi, il arrive souvent qu'un de ses hôpitaux, par exemple l'Hôpital pédiatrique d'Owendo, soit en rupture de stock en ce qui concerne les médicaments de base. Cela est dû parfois au manque de fonds, parfois aux commandes tardives de la part du personnel soignant [Meach et al. 2005].

L'approvisionnement en produits pharmaceutiques dans le secteur privé lucratif est effectué par deux grossistes répartiteurs privés qui sont : Pharmagabon et Copharga. Ces derniers distribuent les médicaments importés de l'étranger aux officines privés, aux dépôts pharmaceutiques, aux cliniques, etc. Il faut savoir que le Gabon compte officiellement 110 dépôts pharmaceutiques qui fonctionnent comme des commerces ordinaires de médicaments et ne sont jamais gérés par un pharmacien.

Le secteur privé à but non lucratif, qui dispose de ses fonds propres, s'approvisionne de manière autonome. Les achats se font directement à l'étranger et portent exclusivement sur des médicaments génériques.

En définitive, il ressort que le circuit pharmaceutique du secteur public vit une crise très grave qui a pour principale manifestation les ruptures régulières de stocks de médicaments. A l'opposé, la filière privée lucrative affiche une bonne santé. La différence de situation entre les deux secteurs est telle que Pharmagabon a dû venir en aide à l'OPN ainsi qu'à diverses structures sanitaires publiques, sortant ainsi de son cadre légal d'activités. En effet, selon la législation en vigueur, Pharmagabon ne peut approvisionner que le secteur privé formel. Toutefois, lorsque les médicaments ne sont pas disponibles dans les structures publiques, les populations se retournent généralement vers les pharmacies où ces

---

<sup>71</sup> En 2002, le Gabon comptait deux grossistes.

médicaments sont vendus à des prix élevés (relativement au pouvoir d'achat des populations). Malheureusement, les problèmes de la branche pharmaceutique du secteur public s'ajoutent à ceux précédemment mis en évidence en ce qui concerne l'infrastructure sanitaire et les ressources humaines en santé. Toutes ces carences jouent énormément sur le niveau d'accès aux soins de la majorité de la population. En particulier, c'est l'accès aux soins pour les plus démunis qui est en péril. En effet, le faible coût des soins dans les formations sanitaires publiques fait que les plus pauvres sont les premiers à fréquenter ces structures. Le secteur parapublic est lui aussi en mauvaise situation: une infrastructure sanitaire vieillissante et sous équipée, un personnel de santé en sous effectif, et une fourniture en médicaments limitée. Dans ce secteur, la crainte d'une fermeture des établissements de soins est présente chez le corps professionnel [Meach et al. 2005].

#### **D. Le financement de la santé**

Le financement de la santé a pour objet de dégager des fonds permettant de garantir à toute la population l'accès aux soins. Au Gabon, le financement de la santé est assuré par l'Etat, les assurances et les organismes publics de prévoyance (la CNSS et la CNGS), les ménages (la communauté), le secteur privé à but non lucratif, les entreprises privées et les organismes internationaux de coopération. Les apports de ces agents de financement de la santé sont destinés à financer les dépenses totales de santé du pays. A cet égard, l'OMS, par exemple, présente un ensemble d'indicateurs clés relatifs à la dépense de santé. Le Tableau 5.1, ci-dessous, présente quelques indicateurs des comptes nationaux de santé pour le Gabon publiés par l'OMS [2006a]. Ces indicateurs comportent les dépenses totales de santé (en pourcentage du PIB et par habitant), les dépenses privées de santé, les dépenses de santé financées par les ressources extérieures, les dépenses publiques générales de santé (en pourcentage du total des dépenses de santé et par habitant).

Premièrement, on peut constater sur ce tableau qu'en 2003 les dépenses totales de santé ont été de 4,40 pour cent du PIB, le même niveau que 2002. Toutefois, la dépense totale de santé par habitant a augmenté, passant de 158US\$ en 2002 à 196US\$ en 2003, après avoir atteint 148US\$ en 2001. Par rapport à beaucoup de pays africains, la dépense de santé du Gabon apparaît assez importante. On note par exemple qu'en Côte d'Ivoire les dépenses totales de santé correspondaient à 3,60 pour cent du PIB en 2003, soit une dépense totale de santé par habitant de 28US\$[OMS, 2006a].

**Tableau 5.1 : Dépenses de santé, indicateurs principaux –Gabon 1999–2003**

Indicateurs	Années					
	1999	2000	2001	2002	2003	
<b>Ratios de dépenses de santé</b>						
Total des dépenses de santé en pour cent du PIB	4,5	4,2	4,2	4,4	4,4	
Dépenses privées de santé en pour cent du total des dépenses de santé	31,6	26,9	27,0	30,2	33,4	
Dépenses de santé financée par des ressources extérieures en pour cent des dépenses totales de santé	2,4	1,0	1,6	0,7	0,7	
Dépenses publiques générales de santé en pour cent du total des dépenses de santé	68,4	73,1	73,0	69,8	66,6	
Dépenses de sécurité sociale pour la santé en pour cent des dépenses publiques générales de santé	1,7	1,6	1,7	1,7	1,7	
<b>Niveau de dépenses de santé par d'habitant</b>						
Total des dépenses de santé par habitant au taux de change moyen (US \$)	165	164	148	158	196	
Dépense publique de santé par habitant au taux de change moyen (US \$)	113	120	108	111	130	

Source : *Rapport sur la santé dans le Monde 2006–Travailler ensemble pour la santé.*

Deuxièmement, on constate, toujours sur le Tableau 5.1, que les dépenses privées ont constitué 33,40 pour cent du total des dépenses de santé en 2003. Ces dépenses se sont composées uniquement de paiements directs faits par les usagers. Les ménages sont remarquablement mis à contribution puisqu'ils sont, en fait, obligés d'affecter 30 à 40 pour cent de leurs ressources aux seules dépenses de santé, selon une étude de la Banque Mondiale<sup>72</sup>. De surcroît, la part de ces dépenses privées tend à augmenter constamment depuis l'an 2000, passant de 26,90 pour cent cette année là à 33,40 pour cent en 2003. Notons qu'une autre composante de la dépense privée de santé, non représentée au Tableau 5.1, est celle à la charge des entreprises privées ou des organismes de protection sociale privés. L'entreprise TOTAL, par exemple, couvre 5600 personnes dont 832 employés. Le coût des prestations s'élève à 700 \$/an par personne. Sa clinique emploie un chirurgien, un médecin généraliste, 2 sages femmes et 20 infirmiers et techniciens. On peut également citer la SOBRAGA de Mouila qui prend en charge la totalité de ses employés, une cinquantaine. Dans leur ensemble, les salariés du secteur privé bénéficient des conventions collectives en vigueur qui leur accordent des systèmes de garantie dont le financement est majoritairement à la charge de l'employeur. La CNSS est l'organisme qui couvre ces salariés du privé. Malheureusement, le financement assuré par la CNSS ne permet pas de couvrir des prestations de santé de qualité. Ces dernières n'étant, dans la plupart des cas, que des soins de première nécessité. De ce fait, les entreprises de grande taille, de même que des institutions ou encore des sociétés, préfèrent

<sup>72</sup> Banque Mondiale [2003] citée par Sery [2006].

souscrire des assurances auprès des organismes de protection sociale privés. Les financements des contrats d'assurance sont assurés sur la base de la règle 20/80 entre salarié et employeur. Parmi les compagnies d'assurance privées figurent, notamment, AXA, OGAR, ASSINCO ou MCI (Medical Care International). S'il est vrai que nous ne disposons d'aucune information concernant la contribution au financement total de la santé de ces organismes, ces derniers sont bien présents dans le pays. D'ailleurs, une étude récente indiquait que le secteur des assurances privées au Gabon était relativement prospère comparativement aux pays à faible revenu de la zone franc [Sery, 2006]. Cette étude révèle, en particulier, que le taux de couverture de la population par les assurances privées est de 6 pour cent, alors que dans les autres pays, le taux le plus élevé est inférieur à 1 pour cent, excepté en Côte d'Ivoire où il se situe à 3 pour cent. Par ailleurs, dans la même étude, Sery [2006] observe que les salariés du secteur privé semblent être les mieux couverts par rapport au reste de la population.

Troisièmement, on peut observer, sur le tableaux 5.1, que les ressources financières extérieures<sup>73</sup> ont permis de financer 0,70 pour cent des dépenses totales de santé en 2003, soit environ 1,40US\$ par tête<sup>74</sup>. Malheureusement, la part de ces ressources financières dans le financement des dépenses totales de santé a fortement diminué. En effet, elle est passée de 2,40 pour cent en 1999 à 0,70 pour cent en 2003. Précisons que, de 2000 à 2002, le financement extérieur, assuré notamment par l'UNICEF, le FNUAP, et la France, était principalement axé sur le renforcement des infrastructures (construction/réhabilitation des hôpitaux, centres de santé et dispensaires), la fourniture d'équipements hospitaliers et l'assistance hospitalière.

Enfin, le tableau 5.1 montre que les dépenses publiques générales de santé ont représenté, en 2003, 66,60 pour cent du total des dépenses de santé, soit une dépense publique de santé par habitant de 130 US\$. En termes d'évolution, il apparaît que la part des dépenses publiques dans les dépenses totales ne cesse de décroître depuis 2000. En effet, elle est passée de 73,10 pour cent du total des dépenses de santé en 2000 à 66,60 en 2003. Cependant, même si la part des dépenses publiques générales dans le total des dépenses de santé baisse, elle reste tout de même supérieure à ce que l'on observe dans la plupart des pays

---

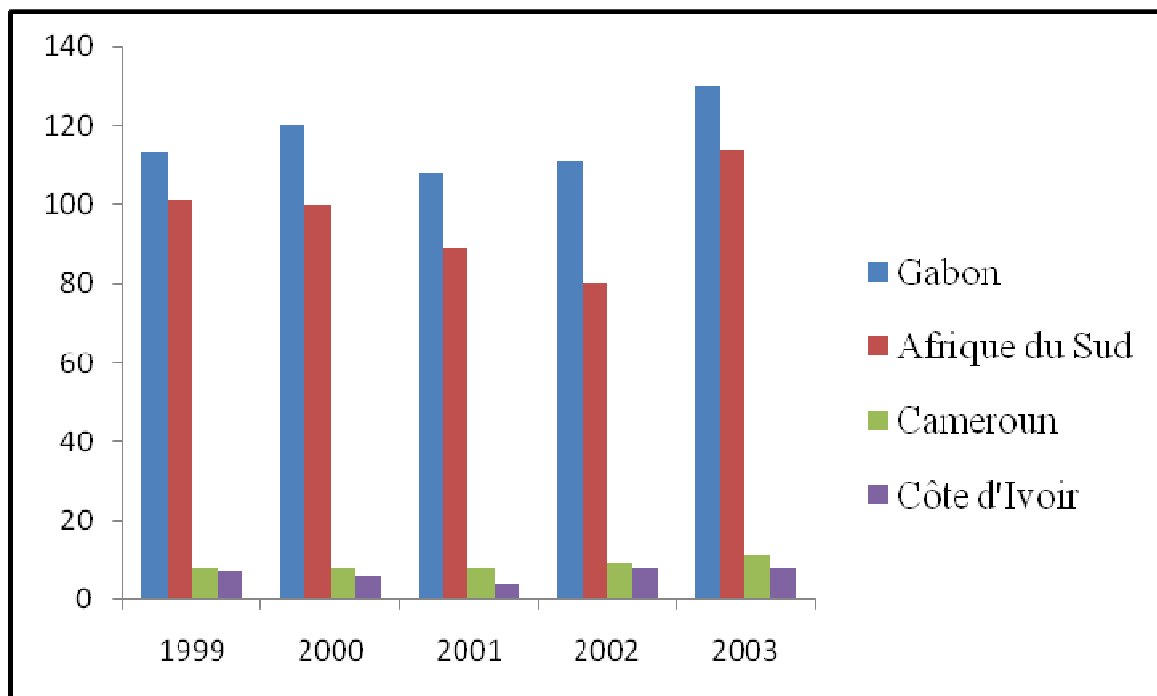
<sup>73</sup> L'OMS définit les ressources financières extérieures comme étant des flux extérieurs au pays spécialement destinés à la santé. Cet ensemble de fonds extérieurs (généralement constitués de dons et de prêts) sert à financer les dépenses publiques générales de santé ainsi que les dépenses privées au titre de la santé.

<sup>74</sup> C'est-à-dire  $196 \times 0,7/100$ .

subsahariens. La différence entre le Gabon et ces pays est beaucoup plus manifeste lorsque l'on compare les niveaux des dépenses publiques générales par habitant (voir Figure 1.1).

L'OMS [2006a] donne également une estimation de la dépense de sécurité sociale au titre de la santé, une des composantes des dépenses publiques générales de santé. Ainsi, en 2003, la dépense de sécurité sociale pour la santé a constitué 1,70 pour cent des dépenses publiques de santé, une part restée quasiment identique au cours des cinq années prises en considération (1999–2000–2001–2002–2003).

Le Gabon est le premier pays de l'Afrique au sud du Sahara à avoir mis en place un système de protection sociale. Nous considérons qu'une brève présentation de ce système, ici, peut être intéressante. Le système de protection sociale au Gabon consiste en trois régimes, comme l'illustre la figure A2.1 en annexe. Le premier régime est celui de l'assurance publique obligatoire non contributive dont le financement est assuré par l'Etat par l'entremise du Ministère des Finances. Sont concernés les fonctionnaires civils et militaires et leurs ayants droits. Le régime des fonctionnaires est actuellement peu performant. En effet, par exemple, il est bien connu que le régime ne verse plus la totalité des prestations dues à ses bénéficiaires.



**Figure 1.1 : Dépenses Publiques de santé par habitant au taux de change moyen (US\$) – 1999–2003**

*Source : Rapport sur la santé dans le Monde 2006–Travailler ensemble pour la santé.*

Le deuxième est géré la Caisse Nationale de Garantie sociale (CNSG). Il s'agit d'une assurance publique obligatoire non contributive. Son financement, en ce qui concerne les prestations de santé, est assuré par le budget de l'Etat. La CNSG, devenue opérationnelle en juillet 1983, couvre les indigents, les agents contractuels de l'Etat et les travailleurs indépendants. A travers la CNSG, le gouvernement gabonais et le Ministère des Affaires Sociales avaient pour objectif global de distribuer des prestations familiales et à assurer la gratuité des soins aux groupes pauvres (ceux dont le revenu est inférieur au revenu minimum), particulièrement en milieu rural. Malheureusement, peu de temps après la mise en place effective, la crise économique sans précédent qui touche le Gabon en 1986 va gravement affecter l'équilibre financier de cette structure. En 1986, l'effondrement du prix du baril du pétrole conjugué à la baisse spectaculaire de sa production entraîne une chute catastrophique des recettes pétrolières qui contraint l'Etat à réduire son budget de près de 50 pour cent, passant de 679 Milliards de FCFA en 1985 à 360 Milliards de FCFA en 1987 [Damour et al. 2002]. La CNSG dont le financement de la branche santé, notamment, dépend exclusivement du budget de l'Etat va ainsi voir diminuer ses allocations budgétaires qui passent de 2,34 milliards en 1986 à 1,65 milliards en 1987 [Banque Mondiale, 1997]. En fait, les fonds alloués par le gouvernement en 1987 ne couvraient que 10 à 20 pour cent seulement du budget nécessaire. Aujourd'hui encore, la CNSG est contrainte de fonctionner avec des dotations budgétaires incomplètes [Damour et al. 2002]. Elle est, de fait, de moins en moins opérationnelle.

Le troisième et dernier régime de sécurité social existe à travers la Caisse National de Sécurité Sociale (CNSS). Il s'agit d'une assurance obligatoire contributive. Son financement est assuré par les cotisations patronales. La CNSS couvre les salariés du privé et leurs ayants droits la main d'œuvre non permanente de l'Etat. Les branches suivantes sont comprises dans ce régime : (i) une branche des prestations familiales et des prestations de maternité ; (ii) une branche des risques professionnels, accidents du travail et maladies professionnelles ; (iii) une branche des pensions de vieillesse, d'invalidité et de décès ; (iv) une branche des prestations de santé au bénéfice des salariés ayant fait l'objet d'une évacuation sanitaire à l'étranger. Comme nous le présentions à la section précédente, la crise économique ajoutée à une gestion catastrophique et à un financement inadapté (la contribution patronale est l'unique contribution instituée pour financer le risque maladie), ont fini par ruiner gravement la situation financière de la CNSS. A travers les trois régimes dont nous venons de proposer une rapide présentation, le système de protection social gabonais concernerait 52 pour cent de la

population [Kouchner et al. 2004]. Dans la réalité seulement 29 pour cent des gabonais sont couverts [Sery, 2006]. En effet, le financement des différents régimes de la protection sociale connaît malheureusement dans la pratique de sérieux dysfonctionnements (non application des dispositions légales, fraudes, financement inadapté –dotations budgétaires incomplètes, cotisations incomplètes–, etc.) qui obèrent de son efficacité. Par conséquent, 71 pour cent des gabonais se retrouvent sans la moindre couverture médicale. Notons, par ailleurs, qu'il a été observé que parmi les risques pris en compte par le système gabonais de protection sociale, tous régimes confondus, le risque maladie est celui qui, du point de vue général, est le moins bien couvert et le moins performant [Damour et al. 2002]. Au regard de cette situation et conformément aux dispositions de l'Ordonnance n°001/95 du 14 janvier 1995, portant orientation de la politique de santé au Gabon, il est apparu impératif de mettre en place un système efficace et efficient de couverture maladie<sup>75</sup>. Un tel système aurait pour objectifs de : « garantir les meilleures conditions d'accès de l'ensemble de la population gabonaise aux soins de qualité, dans le respect du principe d'égalité de tous devant les charges publiques; Et réaliser une meilleure solidarité nationale, notamment en faveur des plus démunis<sup>76</sup> ». Le nouveau système de couverture maladie appelé Couverture Médicale Généralisée (CMG) consiste en une assurance maladie obligatoire, contributive pour tous les actifs et non contributive pour les personnes économiquement faibles. Le nouveau système compte s'appuyer sur la CNSS et la CNGS pour administrer la couverture maladie à l'ensemble de la population gabonaise et aux étrangers en situation régulière. Une caisse médicale des agents de l'Etat (CMAE) est créée en complément des deux premières (pour une présentation du nouveau système de couverture maladie voir tableau A3.1 en annexe). Le système, sur lequel on fonde beaucoup d'espoir, est actuellement en cours d'implantation. La contribution des collectivités locales constitue une composante de la dépense publique de santé. Celle-ci ne figure pas dans le rapport de l'OMS. Les informations que nous détenons indiquent que les collectivités locales participent au financement du secteur de la santé à hauteur de 10 pour cent de leurs budgets [Damour et al. 2002].

---

<sup>75</sup> Le projet de Couverture Maladie Généralisée (CMG) au Gabon est lancé en 2001 suite à une réflexion importante menée par le Ministère des Affaires sociales en collaboration avec le Ministère de la Santé Publique. Le 1<sup>er</sup> Mars 2007, le conseil des Ministres adopte le projet de loi portant création d'une Caisse Nationale d'Assurance maladie et de Garantie Sociale (CNAMGS), le Ministre des affaires sociales assurant la tutelle de la nouvelle structure.

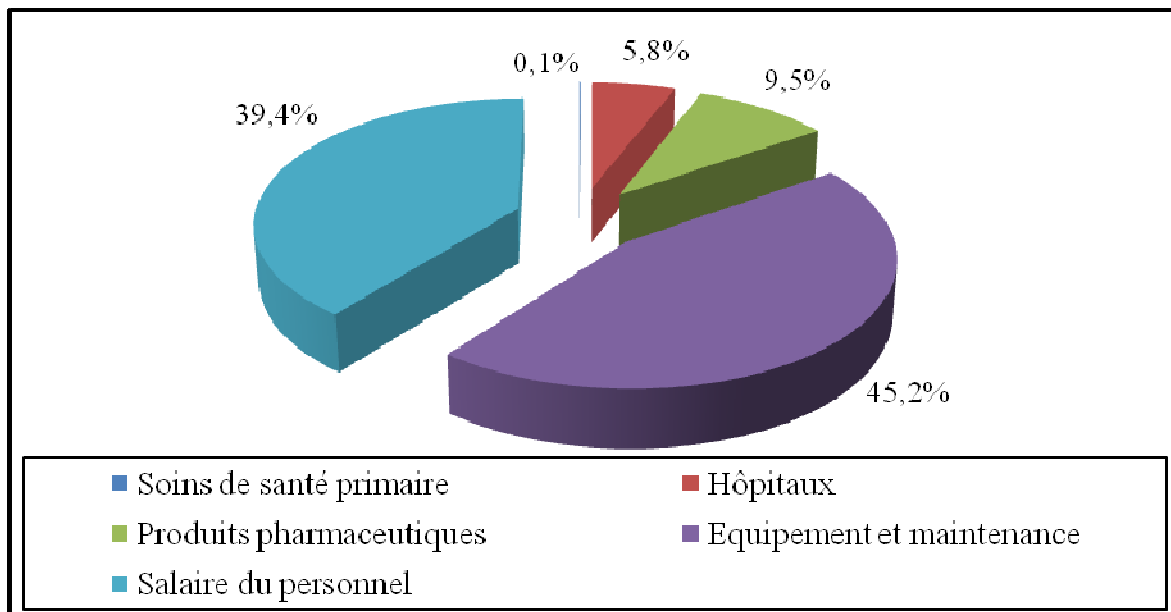
<sup>76</sup> Ministère de la Solidarité Nationale, des Affaires Sociales et du bien-être, cité dans Evaluation de la coopération [Damour et al. 2002].

Par ailleurs, comme on le sait, le financement du secteur public de santé est assuré par l'Etat à travers les Ministères de la Santé Publique, de la Défense, des Affaires sociales et de l'Enseignement Supérieur. Or, le fait est que, les estimations présentes dans les comptes nationaux de la santé à notre disposition ne comportent aucune donnée concernant la contribution au financement de la santé de ces Ministères, à l'exception du Ministère de la Santé Publique. C'est pourquoi nous allons nous intéresser de près aux dépenses de ce dernier. Le Ministère de la Santé Publique, c'est-à-dire l'Etat, reste sans conteste le principal agent de financement du secteur public. Globalement, le Budget de l'Etat alloué au Ministère de la Santé Publique a évolué de façon décroissante entre 1997 et 2001, passant de 34 à 24 milliards de FCFA. La part du Budget de l'Etat allouée à ce secteur a suivi la même évolution. Cette part située à 6,60 pour cent en 1997, a représenté un peu plus de 4 pour cent en 2001<sup>77</sup>. Ainsi, il semble que le Gabon peine à remplir les conditions minimales proposées par l'OMS qui recommande une contribution étatique au financement de la santé de l'ordre de 10 pour cent. Par ailleurs, la répartition des dépenses du Budget du MSPP est importante pour déterminer leur efficacité. Evidemment, les ressources disponibles doivent servir à la fois à investir dans les ressources humaines, les installations, le matériel nouveau et à entretenir l'infrastructure en place. Les ressources doivent également servir à financer les dépenses renouvelables, y compris les produits pharmaceutiques. Il faut donc trouver le juste milieu. Si l'on peut admettre que parvenir à un équilibre reste délicat, il est toutefois nécessaire de mettre en place une répartition des dépenses qui tienne compte des besoins de la majorité de la population. La figure 2.1 –ci-dessous– présente la répartition des dépenses de santé du MSPP et le tableau 6.1– suivant– le financement des structures des services publics. L'examen de la figure 2.1 permet de constater que le MSPP, en 1998, consacrait un important pourcentage de son budget à l'équipement et à la maintenance, soit 45,20 pour cent. Une part également forte, c'est-à-dire 39,40 pour cent, servait à rémunérer le personnel. La même figure 2.1 fait état d'une dépense en produits pharmaceutiques située à 9,50 pour cent. La part du budget du MSPP allouée aux hôpitaux est de 5,80 pour cent. Le pourcentage du budget restant, ce qui signifie 0,10 pour cent, sert à financer les soins de santé primaires. L'analyse du tableau 6.1 montre que, en matière de financement des structures de soins d'utilité publique, le secteur public a dépensé 11,25 millions de FCFA pour les Hôpitaux, 6,32 millions pour les Centres médicaux et dispensaires et 4,55 millions pour l'administration.

---

<sup>77</sup> Damour et al. [2002].





**Figure 2.1 : Répartition des dépenses de santé en 1998**

Source : MSPP/ OMS 1999<sup>78</sup>

**Tableau 6.1: Financement des structures du service public en 2001(en millions de FCFA<sup>79</sup>)**

Secteur Public			CNSS	
Administration	Hôpitaux	Centres Médicaux et dispensaires	Hôpitaux	Centres Médicaux
4,553	11,247	6,317	17,143	5,434

Source : MSPP.

Tout aussi révélatrices de la structure globale des dépenses du MSPP, les informations du COSP ont indiqué que pour l'exercice 2002, 66 pour cent du budget national alloué à la santé a été destiné aux hôpitaux de référence, 24 pour cent aux hôpitaux régionaux et seulement 10 pour cent au secteur primaire (dispensaires et centre médicaux). En plus, un rapport de l'OMS a révélé que les écarts entre le secteur primaire et les autres niveaux de soins s'accroissent au niveau du fonctionnement dont 77 pour cent des dépenses vont aux hôpitaux nationaux de référence, 17 pour cent aux hôpitaux régionaux et 6 pour cent aux structures de base [OMS, 2004].

Sur la base de toutes ces données, il apparaît évident que la structure des dépenses du budget du MSPP n'est pas en harmonie avec les besoins de la population. Pour y parvenir, il aurait fallu notamment que le pays- conformément aux conclusions de la quasi-totalité des

<sup>78</sup> Citer dans Bilan commun des pays [2001].

<sup>79</sup> Cité par le Damour et al. [2002].

rapports officiels<sup>80</sup> qui lui suggèrent de développer les soins de santé primaires s'il veut parvenir à des résultats sanitaires dignes de son niveau de revenu et à la hauteur des investissements que ce pays consent au secteur de la santé— dépense beaucoup plus pour le secteur primaire<sup>81</sup>. Au lieu de cela, on voit clairement que la part du budget réservée aux soins de santé primaires (dispensaires centres médicaux) est insuffisante par rapport à celle des autres niveaux de soins (voir figure 2.1). Ajoutons qu'en négligeant les SSP l'Etat sacrifie dans le même temps la prévention au profit du curatif.

Malheureusement, deux éléments dépendant essentiellement du Ministère des Finances empêchent le Ministère de la Santé Publique de jouer comme il le devrait son rôle de principale source de financement du secteur public de la santé. Le premier a trait à ce que les taux d'exécution des budgets d'investissement attribués au MSPP restent faibles. En 2000 par exemple, le budget d'investissement a subi une annulation de plus de 70 pour cent des crédits alloués. Il arrive même, comme en 2003, que le Ministère des Finances n'effectue aucun décaissement. Par ailleurs, certaines dépenses d'investissement sont purement et simplement annulées et d'autres reportées sur l'exercice budgétaire suivant. Le deuxième élément se rapporte au fait que, le Ministère des Finances n'accorde jamais la totalité du budget de fonctionnement proposé par le Ministère de la Santé.

## **Conclusion du premier chapitre**

Le niveau de santé au Gabon, au regard des indicateurs principaux des OMD liés à la santé, demeure préoccupant. Le taux de mortalité infanto-juvénile et infantile, de même que le taux de mortalité maternelle relativement élevés, sont des marqueurs importants de l'état de santé précaire dans lequel se trouvent l'enfant de moins de cinq ans et la mère, en particulier. Les principales causes de mortalité chez les enfants sont le paludisme, les diarrhées ainsi que la prématurité et les infections néonatales pour l'enfant de moins de un an. Le taux de mortalité maternelle élevé est surtout le résultat de décès pour causes maternelles chez les mères de 25–29 ans. Ces causes, parmi lesquelles figure en bonne place le nombre élevé d'avortements à risque souvent liés aux grossesses précoces, sont pourtant bien connues. Il en

---

<sup>80</sup> Le Rapport sur le Développement Humain au Gabon du [PNUD, 1998], Kouchner et al. [2004] et le document Evaluation de la Coopération Française [Damour et al. 2002] suggèrent au pays de développer les soins de santé primaires.

<sup>81</sup> On rappelle que la stratégie des soins de santé primaires, comme nous le mentionnions précédemment, est une option fondamentale de la politique de santé gabonaise. Les dépenses du MSPP ne sont donc pas en cohérence avec la politique affichée par l'Etat.

est de même concernant les interventions techniques bien rodées telles la planification familiale ou l'assistance qualifiée à l'accouchement. L'enfant de moins de cinq ans souffre également de malnutrition, le retard de croissance représentant la forme la plus fréquemment rencontrée. L'état de l'environnement sanitaire, suivi ici à travers l'accès à l'eau potable et au système d'assainissement (type de toilette), n'offre pas à l'ensemble de la population les mêmes chances de se préserver des maladies liées à l'eau et au degré d'assainissement, notamment le paludisme et les diarrhées.

Malheureusement, le système de santé gabonais, à cause de nombreuses insuffisances, n'est pas en mesure de répondre au défi posé par l'état sanitaire désastreux de sa population. L'insuffisance première naît de ce que le pays est incapable de transformer son système de santé conformément aux options fondamentales de sa politique de santé, à savoir le développement des soins de santé primaires et le suivi des recommandations issues de l'Initiative de Bamako qui instituait le principe de recouvrement des coûts. Ceci a eu pour principale manifestation une mise en œuvre partielle des différents plans nationaux d'actions sanitaires. La deuxième insuffisance du système réside dans le mauvais état de l'infrastructure sanitaire, son sous équipement ainsi que son inégale répartition sur le territoire national. Globalement, l'infrastructure sanitaire publique ou parapublique, qu'il s'agisse de structures de premier, de deuxième ou de troisième niveau, se trouve dans un état de dégradation importante. De même, les équipements médicaux et d'entretien dans les formations sanitaires sont vétustes, inutilisables ou simplement indisponibles. De plus, l'infrastructure sanitaire mal répartie conduit à une sur-utilisation des unités sanitaires dans certaines provinces et en milieu urbain, notamment, et à une sous-utilisation dans d'autres provinces et pire encore en zone rurale. La troisième insuffisance du système gabonais, concerne la pénurie de personnel de santé, au premier chef desquels les pharmaciens et les chirurgiens dentistes. De surcroît, le système de santé a du mal à diluer ses effectifs médicaux dans l'espace, de façon à permettre à certaines régions déjà handicapées par la qualité des infrastructures, de rattraper leur retard grâce à du personnel de santé qualifié et diversifié. La quatrième carence du système de santé se trouve au niveau de la couverture pharmaceutique. Sur les trois marchés du médicament c'est-à-dire le marché public, parapublic et privé, le premier est celui qui connaît les difficultés les plus graves. L'OPN qui est la structure d'approvisionnement des structures sanitaires publiques connaît des problèmes d'approvisionnement dus essentiellement au non paiement des médicaments aux laboratoires pharmaceutiques. Par conséquent, les ruptures de stocks sont régulières et les établissements sont confrontés à une pénurie de médicaments. La

dernière insuffisance du système, sans doute la plus clairement liée à la première, se rapporte à son financement. Plus précisément, c'est la dépense publique en santé qui, bien que relativement élevée, souffre d'une mauvaise répartition. L'Etat a choisi de privilégier les soins de santé curatifs au détriment des soins préventifs, et d'investir dans un secteur hospitalier très sophistiqué. Cette option écarte la majorité de la population pour laquelle, le développement des soins de santé de base constituerait un investissement plus efficace

Chapitre 2

**PAUVRETE, MORTALITE DES  
ENFANTS ET GENRE**

Depuis la fin de la seconde guerre mondiale, on observe dans l'ensemble des PED un déclin des taux de mortalité des enfants de moins de cinq ans [Hill et Pebley, 1989]. Cependant, dans certains pays d'Afrique subsaharienne, ce déclin s'est récemment ralenti, arrêté, voire inversé (remontée de la mortalité). Les résultats récents d'estimations des tendances de la mortalité infanto-juvénile dans trente deux pays d'Afrique subsaharienne révèlent que, entre 1950 et 1999, sept d'entre eux ont connu une baisse pratiquement continue de la mortalité ; huit ont fait face à une inversion majeure et les autres montrent une ou plusieurs périodes d'inversion mineure de la mortalité [Garenne et Gakusi, 2006a]. Face à cette situation, l'OMS [2005] estime que si des mesures radicales ne sont pas prises, il y a peu d'espoir de venir à bout des causes évitables de mortalité.

Dans le cas du Gabon, conformément à la tendance globale, la mortalité des enfants y a remarquablement baissé depuis la deuxième moitié des années 1950 (entre 1955-1959 et

1995–1999, le taux de mortalité infanto–juvénile est passé de 254 à 92 décès pour 1000 naissances vivantes [Garenne et Gakusi, 2006b]). Cependant, le pays connaît à partir de la seconde moitié des années 1980 une quasi–stabilité de son quotient de mortalité infanto–juvénile. Cette situation subsiste même quand on soustrait l’impact du sida pédiatrique [Garenne et Gakusi, 2006b]<sup>82</sup>. La relative stagnation des taux de mortalité infanto–juvénile du Gabon interpelle, au regard des prouesses de certains pays subsahariens économiquement peu comparables –Burkina Faso, la Guinée, le Mali ou le Togo– lesquels malgré des taux de mortalité initialement très élevés ont connu une baisse régulière. De plus, la situation du Gabon ne correspond vraisemblablement pas aux deux principales constatations faites par l’OMS dans son rapport de 2005. Le premier de ces constats est que les pays qui ont le moins progressé, au cours des années 1990, en termes de santé et de bien-être du nouveau né et du tout petit, sont ceux qui partaient avec la charge de morbidité et de mortalité la plus élevée. Le second constat, lui, relève que les pays où il y a eu stagnation ou renversement de tendance se sont souvent trouvés dans l’impossibilité d’investir suffisamment dans leurs systèmes de santé. Certes, la relative stagnation des taux de mortalité au Gabon n’a pas empêché le pays de se situer à un niveau acceptable dans le contexte subsaharien. Pour autant, avec un taux de mortalité infanto–juvénile estimé à 91 pour mille naissances vivantes en 2000<sup>83</sup>, le Gabon était loin de son objectif de 70 décès pour mille naissances vivantes fixé au Sommet mondial pour les enfants en 1990. En 2008, le taux de mortalité infanto–juvénile du Gabon était de 77 pour mille naissances vivantes, ce qui reste toujours au dessus de 70 décès pour mille naissances vivantes. Par ailleurs, conformément aux OMD, le Gabon s’est engagé à réduire de deux tiers –sur la base des niveaux de 1990– la mortalité infanto–juvénile à l’horizon 2015. En d’autres termes, ce pays devra ramener son taux de mortalité infanto–juvénile à 30,46 pour mille.

Pour réduire son taux de mortalité infanto–juvénile, le Gabon doit comprendre les déterminants de cette mortalité. Dans la littérature, plusieurs travaux empiriques ont été réalisés en vue d’appréhender les déterminants clés des résultats de la santé. Nombre de ces travaux ont mis en évidence une relation forte entre la pauvreté et la santé. Cette évidence empirique est suffisamment importante. C’est dans ce contexte que l’OCDE/OMS [2003, p. 16] avancent que « les pauvres souffrent de mauvaise santé et meurent jeunes. Ils ont une

---

<sup>82</sup> Cette précision par rapport au VIH/Sida a son importance lorsque l’on se rappelle que cette affection est la quatrième cause de mortalité chez l’enfant de moins de cinq ans au Gabon.

<sup>83</sup> Estimation de l’UNICEF : *La Situation des enfants dans le monde 2007*.

mortalité maternelle et infantile plus élevées que la moyenne, des niveaux de maladies plus élevées et un accès plus limité aux services de soins de santé et à la protection sociale ».

La présente recherche s'inscrit dans cette perspective, et suppose que la pauvreté est un déterminant clé de la mortalité. Toutefois, pour une compréhension plus large de facteurs associés à la mortalité, nous devons tenir compte d'autres variables socio-économiques telles que l'éducation, le milieu de résidence, etc. Dans cette perspective, l'objectif principal de ce chapitre est d'estimer, à l'aide des informations de l'enquête démographique et de santé – EDS – du Gabon de 2000, les déterminants de la mortalité des enfants – infantile et infanto-juvénile –, en mettant l'accent sur la pauvreté – en termes d'actifs des ménages. Ce chapitre propose, en plus, de tester la présence de comportement différencié en matière de santé des ménages gérés par les femmes et des ménages gérés par les hommes.

Ainsi, le présent chapitre est organisé en deux sections. La première section présente le cadre méthodologique sur lequel est fondé ce travail. La deuxième section constitue l'analyse empirique, qui permettra de découvrir, d'une part, les caractéristiques de la mortalité des enfants au Gabon et, d'autre part, ses déterminants. Dans le but de vérifier la présence de comportement différencié en matière de santé en fonction du genre du chef de ménage, l'analyse empirique consistera en deux exercices. Dans un premier exercice, il s'agira, à l'aide d'une analyse descriptive, d'examiner les disparités selon le genre du chef de ménage, non seulement par rapport aux niveaux de malnutrition des enfants –retard de croissance et insuffisance pondérale–, mais aussi en ce qui concerne les variations selon un certain nombre de caractéristiques des enfants, des parents et des ménages. Dans un deuxième exercice, il s'agira à partir d'une analyse économétrique, d'estimer les déterminants de la malnutrition – exprimée en termes de retard de croissance. Cette dernière se fera d'abord pour l'ensemble de l'échantillon. Ensuite, elle sera effectuée séparément selon les ménages gérés par les hommes et par les femmes afin de mettre en œuvre le test de Chow. A partir de là, si ce test de Chow est significatif, ce qui implique que les ménages gérés par les hommes et ceux gérés par les femmes se comportent différemment en matière de santé, nous tenterons de spécifier les déterminants de la malnutrition dans chaque catégorie de ménages. Par contre, si le test de Chow n'est pas significatif, ce qui signifie que les ménages gérés par les hommes et ceux gérés par les femmes ne se comportent pas différemment en matière de santé, alors l'analyse différenciée des déterminants de la malnutrition en fonction du genre n'est pas justifiée.



## **I. Cadre méthodologique**

Dans cette section, nous rappelons, d'abord, le cadre théorique ainsi que les concepts à la base de la présente étude. Ensuite, nous spécifions la stratégie d'analyse mise en œuvre.

### **A. Théories et concepts**

#### **1. Fondements théoriques**

Notre étude de la mortalité des enfants a pour fondements théoriques deux approches économiques. La première concerne le modèle de production du ménage, et la seconde se rapporte aux modèles des ménages agricoles.

Le modèle de production du ménage, pierre angulaire de la nouvelle économie du ménage, est dans sa forme contemporaine une création de Becker [1965]<sup>84</sup>. Cet auteur est généralement connu pour ses travaux visant à élargir le champ de l'analyse économique à de nombreux comportements humains (mariage, divorce, crime, éducation, investissement dans les enfants...). Ainsi, en incorporant dans la théorie standard du consommateur la théorie de la production, Becker [1965] a proposé un modèle simple sur le comportement de la famille<sup>85</sup>. L'approche décrit la famille comme une « petite usine » qui combine le temps de ses membres et des biens achetés sur le marché pour produire des biens de base ayant une valeur pour elle. Ces « basic commodities » ou produits de base peuvent comprendre la santé des membres du ménage, des enfants bien éduqués, la lecture, le loisir, la relaxation etc. Le ménage tel que le décrit Becker fait des choix qui ne concernent pas seulement la consommation, mais également la production. Spécifiquement, l'individu prend deux types de décisions : premièrement, la décision de consommation concernant quel produit de base consommer ; deuxièmement, la décision de production sur la façon de produire un bien de base. Ainsi, l'approche économique de Becker [1965], en renouvelant l'analyse des processus internes des ménages, constitue un cadre théorique pertinent pour étudier la santé des enfants. En somme, la fonction de production du ménage est adaptée pour étudier le bien-être des enfants, car elle s'attaque à l'importante question de la manière dont les coûts, les changements de technologies et les changements sociaux affectent la façon dont les familles élèvent leurs enfants, et en retour, reflète l'importance des enfants dans nos sociétés.

---

<sup>84</sup> Pollak [2003].

<sup>85</sup> La synthèse des travaux de Becker sur la famille se trouve dans son livre « *A treatise on the family* » publié en 1981.

Les modèles des ménages agricoles constituent un cadre analytique majeur pour l'examen du comportement des familles vivant dans les zones rurales des pays les moins avancés. A l'origine, ces modèles ont été envisagés pour permettre à l'analyste d'évaluer l'impact des différentes mesures de politiques agricoles ou économiques prises par le gouvernement (politiques des prix, investissements publics, subsides aux inputs, accès au crédit, innovation...). Généralement, la réaction des individus est estimée en termes de modification des quantités produites, des inputs et du revenu. Aujourd'hui, divers modèles des ménages agricoles sont recensés<sup>86</sup>. Cette diversité provient de la multiplicité des cadres théoriques, mais aussi des niveaux d'analyse, des problèmes concernés, et des spécifications choisies. Tous ces modèles constituent une réponse théorique cohérente et parfaitement conçue pour capter la complexité des comportements microéconomiques des ménages de type agricole. Cependant, notre analyse s'inspire des travaux classiques de Singh, Squire et Strauss [1986]. Ces derniers ont proposé un modèle de base, qui a donné une impulsion à la modélisation des ménages agricoles. Globalement, le modèle de base de Singh, Squire et Strauss [1986] considère le fermier et sa famille non seulement comme des producteurs, mais aussi comme des consommateurs. Cette représentation tend ainsi à prendre en compte les objectifs multiples que poursuit le ménage, les interactions entre les différents objectifs et l'impact que ces interactions peuvent avoir sur la capacité de réponse du ménage. Pour ces ménages, l'objectif poursuivi n'est pas de maximiser un revenu ou une production, mais une utilité qui dépend de sa consommation.

La présente analyse s'inscrit dans le cadre des travaux de Pitt et Rosenzweig [1986], qui proposent une synthèse des deux approches économiques décrites ci-dessus. Les travaux de ces deux auteurs suggèrent une extension du modèle des ménages agricoles<sup>87</sup> en y incorporant une fonction de production de la santé. Une hypothèse forte de ce modèle élargi est que la santé, bien produit par le ménage –via sa fonction de production de la santé– peut d'une part, affecter la production de l'output de la ferme et, d'autre part, fournir une utilité additionnelle directe au ménage. Dans ces conditions, quelles perspectives ce cadre général –ménage agricole ayant une fonction de production de santé – offre-t-il pour la détermination du bien-être de l'enfant ou de sa santé ? En d'autres termes, comment les approches axées sur la fonction de production de santé peuvent-elles permettre d'étudier la mortalité des enfants ?

---

<sup>86</sup> Taylor et Adelman [2003] proposent une synthèse de la modélisation des ménages agricoles tout en retraçant son évolution.

<sup>87</sup> Le papier publié dans l'ouvrage principal de Singh, Squire and Strauss [1986], a pour point de départ du modèle celui proposé par ces auteurs.

D'une manière générale, les modèles théoriques de fonctions de production de la santé considèrent que les enfants en bonne santé sont une source évidente de satisfaction que bon nombre de ménages cherchent à optimiser [Schultz, 1984 ; Berman et al. 1994]. Les inputs nécessaires à la production d'enfants en bonne santé sont divers. La plupart de ces inputs sont sous le contrôle des membres du ménage<sup>88</sup>, et concernent notamment les habitudes alimentaires et de nutrition, la volonté de chercher des soins de santé à des fins préventives et curatives, de l'eau propre, un environnement salubre et de l'attention. Selon Berman et al. [1994], tous ces inputs requièrent de la part des ménages, du temps, des capacités et parfois des biens marchands, qu'ils utilisent en fonction de leurs structures de consommation. Evidemment, des combinaisons différentes de ces inputs sont susceptibles de produire des enfants en bonne santé d'un niveau équivalent. Les ménages sont supposés connaître le mode de production des enfants en bonne santé. Ainsi, ils font des choix sur le degré d'importance qu'ils accordent au fait d'avoir des enfants en bonne santé et aux combinaisons de biens, de temps, etc., qui pourraient contribuer à la production de la santé. Leurs choix de production sont contraints par les ressources dont ils disposent, le prix des biens et leur propre temps. La détermination de la santé de l'enfant se fait alors, dans le cadre d'un modèle standard de maximisation de l'utilité dans lequel la santé de l'enfant est une composante de la fonction d'utilité du ménage.

Ici, le modèle adapté à partir de celui de Pitt et Rosenzweig [1986], fait dans un premier temps une hypothèse d'un ménage –en même temps producteur– composé d'un seul individu, dont l'objectif est de maximiser son utilité ( $U$ ) exprimée par l'équation suivante :

$$U = U(H, S, L, Z, X) \quad 2.1$$

où  $H$ ,  $S$ ,  $L$ ,  $Z$  et  $X$  représentent respectivement la santé, la scolarisation, l'offre de travail, l'offre des biens pouvant constituer un input pour la santé– par exemple, les soins de santé– et l'ensemble des autres biens et services. Dans un second temps, la maximisation de l'utilité ( $U$ ) est supposée se faire sous diverses contraintes –fonction de production de santé fonction de gains, fonction de production de biens commercialisables du ménage, budget temps–. La solution du modèle génère un ensemble de fonctions de demandes réduites pour la santé, l'éducation et les divers biens. Cette solution peut s'exprimer comme suit :

---

<sup>88</sup> La santé de l'enfant est aussi dépendante de ce que Schultz [1984] dénomme les dotations biologiques ou capital génétique et des conditions environnementales. Ces inputs qui ne sont pas sous le contrôle des membres du ménage sont tout de même connus par ce dernier.

$$H, S, X, Z = f(P_s, P_z, P_q, d, A, T, U_h, U_w, U_q, V_h, V_w, V_q, Y) \quad 2.2$$

où les  $P_j$  (avec  $j = z, s, q$ ) représentent les prix des biens  $j$ ,  $d$  les caractéristiques observables des membres du ménage (âges, sexes, etc.),  $A$  les actifs productifs du ménage,  $T$  la contrainte de temps,  $U_h$  les caractéristiques appropriées de la communauté (infrastructures, sanitaires, etc.),  $U_w$  les caractéristiques appropriées de la communauté affectant la demande de travail,  $U_q$  les déterminants de la productivité au niveau de la communauté (le temps),  $V_h$  les caractéristiques non observables des ménages affectant la santé,  $V_w$  les caractéristiques non observables des ménages affectant les gains (habileté, etc.),  $V_q$  les déterminants non observables de la productivité au niveau des ménages (qualité du sol) et  $Y$  le revenu de transfert.

## 2. Cadre analytique

L'analyse des facteurs de la mortalité des enfants, de leurs effets directs comme de leurs interactions, est un sujet complexe de par le nombre et la nature multiple de ces variables [Garenne et Vimard, 1984]. Les variables susceptibles d'avoir un effet sur la mortalité des enfants sont de nature multiples : économiques, démographiques, sociologiques, environnementales, médicales et génétiques, pour citer les principales catégories. Au sein de ces catégories de variables, une distinction peut être encore opérée entre celles observables et non observables ; celles ayant un effet directe ou indirecte sur la mortalité ; celles relatives au processus de long terme ou de court terme etc.

Au début des années 1980, commencent à apparaître dans la littérature socio-démographique des schémas explicatifs de la mortalité des enfants. Ces derniers visent à ordonner et conférer une cohérence à l'ensemble des facteurs de risques ou favorisants et les causes présumées de décès précoces dans l'enfance, identifiées dans la littérature scientifique [Masuy-Stroobant, 2001]. Les schémas d'analyse définissent également une mesure de la santé (morbidité/mortalité). Nombre d'entre eux se sont, en effet, focalisés sur la mortalité infanto-juvénile.

Une première tentative d'explication des processus responsables de l'évolution de la mortalité des enfants est menée par Meegama [1980]<sup>89</sup>. Plutôt que de proposer un seul schéma

---

<sup>89</sup> Cité par Masuy-Stroobant [2002].

applicable *mutatis mutandis* à tous les décès d'enfants survenus avant le cinquième anniversaire, cet auteur fait une distinction radicale entre les décès néonataux, d'un côté, et ceux post néonataux et juvéniles, de l'autre côté. Son modèle constitue un élargissement de l'approche épidémiologique standard qui consiste, dans un premier temps, à identifier le problème biologique, pour ensuite, chercher ses déterminants sociaux.

La mortalité néonatale, par exemple, est décomposée en grands groupes de causes de décès : (i) le tétanos néonatale, l'asphyxie postnatale et les autres complications liées à l'accouchement, qui dérivent d'une inopportune ou totale absence d'assistance au moment de la naissance ; (ii) les variables relatives à l'immatrité et à la faiblesse congénitale de l'enfant (causes vraisemblablement liées à l'état de santé de la mère) ; (iii) les infections néonatales et les convulsions, qui dépendent du milieu environnant malsain.

La logique analogue pour les décès post néonataux et juvénile permet d'identifier les causes de décès suivantes : (maladie des voies respiratoires ; des voies digestives ; et dues à la malnutrition, anémie...).

L'approche de Meegama [1980]<sup>90</sup> offre quelques clés de lecture de l'évolution de la mortalité intéressantes. En particulier, il fournit une vision synthétique des déterminants biologiques de la mortalité des enfants en regroupant les maladies infectieuses et en identifiant les causes qui en sont responsables. Ajoutons que le cheminement causal proposé reste spécifique à chaque classe de cause de décès et à l'âge au décès. Le schéma se limite, cependant, strictement au niveau individuel qu'il semble *a fortiori* nécessaire de dépasser.

Vers la moitié des années 1980, Garenne et Vimard [1984] proposent un cadre pour l'analyse des facteurs de la mortalité des enfants, inspiré essentiellement de leur expérience de terrain acquise en Afrique. Leur modèle distingue cinq groupes de variables qui correspondent à des niveaux d'explication différents : les variables discriminantes, indépendantes, intermédiaires, déterminantes et dépendantes. *Les variables discriminantes* sont définies comme « des variables qui n'ont pas de raison d'avoir un effet direct sur la mortalité mais à partir desquelles il est classique d'étudier la mortalité différentielle ». Il s'agit de variables géographiques (région, pays ou quartier), du niveau du développement économique (PNB par tête ou autres indicateur de développement économique), politique (mesurant le degré d'engagement de l'Etat vis-à-vis des problèmes de santé), des catégories sociales (ethnie,

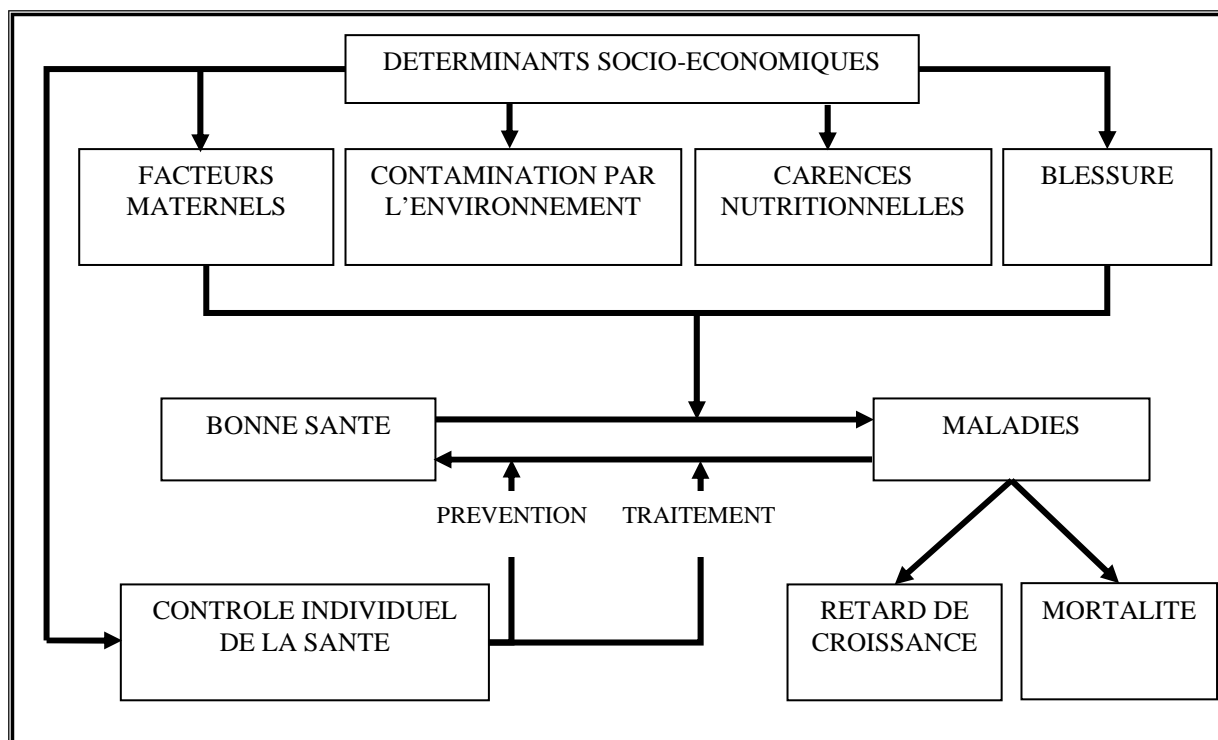
---

<sup>90</sup> Cité par Masuy-Stroobant [2002].

CSP, religion...) et enfin l'habitat. *Les variables indépendantes*, comme décrites dans le modèle de Garenne et Vimard [1984], sont celles qui ont un effet sur la mortalité à travers une ou plusieurs variables intermédiaires. C'est le cas, par exemple, du climat, de la saison, du revenu des ménages, des équipements sanitaires, l'instruction des parents et le sexe de l'enfant. Le groupe de constituant *les variables intermédiaires*, comme le suggère leur dénomination, sont celles « *au travers desquelles se fait l'action sur la survie de l'enfant ou sur la cause de décès. Les cinq catégories entre lesquelles se répartissent les variables intermédiaires sont les suivantes* » :1) la situation à la naissance –héritage génétique, poids de naissance, gémellité, âge de la mère, intervalle entre naissances, rang de naissance, survie de la mère etc.–, (2) les maladies, c'est-à-dire l'environnement épidémiologique qui détermine l'exposition au risque –existence des maladies, transmission, épidémies...–, (3) les comportements en matière de santé –connaissances des méthodes thérapeutiques efficaces, attitudes envers la santé des enfants ; pratiques des soins de santé–, (4) la nutrition, très importante pour la survie de l'enfant (en particulier l'allaitement, l'âge au sevrage, le type de nourriture de supplémentation) et (5) l'état immunitaire (ensemble des vaccinations et des immunisations acquises ou transmises). *Les variables déterminantes* renvoient aux causes médicales de décès qui apparaissent ici comme les déterminants ultimes de la mortalité des enfants. Aucune cause ou maladie n'est explicitement mentionnée, les auteurs expliquent néanmoins qu'il ne s'agit pas du résultat d'un diagnostic médical simpliste. Pour le préciser, ils rappellent que le décès d'un enfant est souvent le résultat d'un processus complexe qui peut rarement être résumé par une cause unique de décès. Dans le modèle, la mortalité infanto-juvénile (variable dépendante) est considérée globalement, comme c'est le cas de la plupart des schémas élaborés à l'usage des pays en développement. Le cadre d'analyse de Garenne et Vimard [1984], présenté quatre ans après celui de Meegama [1980], peut être considéré comme une avancée significative dans la tentative de déterminer les mécanismes d'action principaux qui sous-tendent l'évolution de la mortalité des enfants. En effet, contrairement à Meegama [1980], Garenne et Vimard [1984] élargissent leur cadre conceptuel bien au-delà de conditions socio-économiques individuelles pour remonter jusqu'au contexte politique et écologique. Mais, leur enchaînement causal, demeure beaucoup plus complexe (confère figure A.1.2 en annexe). En outre, Garenne et Vimard [1984] précisent que leur modèle ne constitue pas un schéma d'analyse au sens strict, mais un cadre général qui pourra permettre de développer des schémas d'analyse en fonction des données disponibles et des objectifs visés.

Mosley et Chen [1984] ont proposé un nouveau cadre d'analyse pour l'étude des déterminants de la survie des enfants dans les PED. Pour ces auteurs, le développement d'approches utiles à la compréhension de la survie des enfants, et bien plus encore, l'élaboration des politiques et des propositions programmatiques efficaces pour cette survie ont longtemps été entravés par l'absence de cadre conceptuel clair pour son étude. En particulier, ils ont noté la dichotomie fondamentale entre la recherche en sciences sociales, qui s'est focalisée en grande partie sur les rôles des facteurs socio-économiques et culturels sur les décès d'enfants ; et la recherche médicale, qui s'est concentrée sur les processus biologiques des maladies. La recherche médicale s'intéresse moins souvent à la mortalité en soi et emploie généralement la morbidité en tant que variable de résultat. L'objectif du travail de Mosley et Chen [1984] était de développer un cadre analytique qui intégrerait les deux méthodologies de recherches, et de présenter une variable unique de résultat qui combine à la fois la mortalité et la morbidité. Ceci fournit une base stable pour l'étude des déterminants de la mortalité des enfants.

L'intuition de base du modèle part de l'idée que toutes les variables sous-jacentes, appelées *déterminants socio-économiques*, opèrent par le biais d'un ensemble parcimonieux mais exhaustif de variables, appelées *déterminants proches*, qui influencent directement le risque de maladie et l'issue du processus de la maladie. Ainsi, Mosley et Chen [1984] ont regroupé les facteurs pouvant affecter le niveau de mortalité des enfants en deux groupes : les déterminants proches, ou variables intermédiaires, et les facteurs socio-économiques (figure 1.2). *Les variables intermédiaires ou déterminants proches* comportent cinq grandes catégories : (i) les facteurs maternels (âge de la mère à la naissance de l'enfant, le rang de naissance de l'enfant et les intervalles qui précèdent et suivent la naissance de l'enfant) ; (ii) la contamination par l'environnement qui fait référence à la transmission des agents infectieux aux enfants par diverses voies de transmission (air –pour les maladies respiratoires notamment–, la nourriture, l'eau et les doigts –maladies intestinales dont les diarrhées–, la peau, le sol, les objets inanimés –infections de la peau , tétanos–, les insectes –vecteurs de nombreuses maladies parasitaires et virales– ; (iii) les carences nutritionnelles (calories , protéines, micronutriments– vitamines et minéraux–) ; (iv) les blessures (accidentelles ou intentionnelles) ; (v) le contrôle individuel de la santé (mesures préventives personnelles – pratiques traditionnelles ou modernes comme la vaccination et la prophylaxie contre le paludisme par exemple– et traitement médical).



**Figure 1.2 : Fonctionnement des cinq groupes de déterminants proches sur la dynamique de santé d'une population**

Source : Mosley et Chen (1984)

*Les déterminants socio-économiques* (ou sous-jacents) sont tous les facteurs susceptibles d'influencer indirectement la mortalité des enfants dans le Tiers-Monde qu'ils soient de nature économique, sociale, politique, culturelle géographique ou autre. Dans le modèle, ces variables sont regroupées en trois catégories distinctes selon leur niveau d'observation : (i) *les caractéristiques individuelles* comprennent : la productivité ou capacité à produire un enfant survivant en bonne santé, mesurées par le niveau d'instruction du père et de la mère, leur état de santé et le temps disponible ; les normes, traditions et attitudes susceptibles de modifier les choix économiques et les pratiques relatives à la santé ( mesurées par les relations de pouvoir dans le ménage) ; la valeur de l'enfant ; les croyances à propos de l'origine des maladies ; les préférences et interdits alimentaires ; (ii) *les variables relatives au ménage* regroupent : la disponibilité alimentaire, l'eau, l'habillement, la literie, l'habitat, l'énergie, les transports, ainsi que l'accès aux soins de santé (préventifs et curatifs) et l'accès à l'information ; (iii) *les caractéristiques communautaires*, quant à elles, renvoient soient à l'écologie de l'environnement, la politique économique y compris la stabilité des institutions politiques et le degré de participation des individus aux décisions locales et nationales, soient aux caractéristiques du système de soins de santé.



Le modèle de Mosley et Chen [1984] a servi de base à l'élaboration d'autres schémas explicatifs des causes ou des déterminants de la mortalité. Millard [1994], par exemple, propose un modèle des causes de la mortalité des enfants qui, comme bien d'autres<sup>91</sup>, a mobilisé une partie du travail de Mosley et Chen [1984]. Le cadre de Millard [1994] diffère quelque peu, cependant, du modèle original de Mosley et Chen. Alors que, jusqu'ici, les schémas d'analyse inspirés de ce modèle de base optaient pour un regroupement des variables en deux groupes, Millard [1994] structure les causes de la mortalité en trois rangées. La rangée proche qui fait référence aux causes biologiques immédiates des décès d'enfants (y compris la malnutrition, la rougeole et d'autres infections) ; la rangée intermédiaire qui renvoie aux comportements et aux caractéristiques générales des conditions de vie, qui augmentent l'exposition des enfants aux causes proches et ; la rangée finale qui se rapporte aux processus et structures économiques, sociales et culturelles qui forment le contexte des rangées proche et intermédiaire (figure A.2.2). Plus récemment, Rutstein [2000] en maintenant les idées fondamentales du modèle de Mosley et Chen a suggéré une adaptation de ce cadre. Dans cette perspective, il présentait cinq groupes de facteurs explicatifs associés à la mortalité de l'enfant dans les années 1990 : (1) le comportement en matière de fécondité ; (2) l'état nutritionnel et l'alimentation du nourrisson, (3) l'utilisation des services de santé par les mères et les enfants, (4) le niveau d'hygiène du milieu et (5) situation socio-économique. L'intérêt de cette présentation est surtout pratique et lié au type de données que l'auteur exploite. Il analyse, en effet, des enquêtes démographiques et de santé dans lesquelles les données sont collectées suivant une approche similaire.

Le cadre de Mosley et Chen [1984] a surtout servi de base conceptuelle implicite ou explicite à beaucoup d'études empiriques sur la survie des enfants [Masuy–Stroobant, 2001 ; Grira, 2007]. Pour Hill [2003], le succès de ce cadre conceptuel tient à sa clarté. La présente recherche s'inscrit dans cette lignée en choisissant comme cadre conceptuel de recherche le modèle de Mosley et Chen [1984]. Cependant, généralement, la recherche empirique ne parvient pas à traduire fidèlement la base théorique proposée par Mosley et Chen [1984] en relation statistique [Masuy–Stroobant, 2001]. Cette précédente démarche est souvent entravée par les difficultés à mesurer de façon satisfaisante certains déterminants proches, par exemple la contamination environnementale. La traduction parfaite du modèle conceptuel dans le cadre de la recherche empirique est aussi, fréquemment, contrainte par la nécessité de recourir dans une même étude à différents types d'enquêtes. Il peut, par exemple, arriver qu'une recherche

---

<sup>91</sup> Par exemple celui de Schultz [1984] ; Barbieri [1991].

analyse à la fois des variables biologiques et sociologiques. Ceci requiert de mobiliser, respectivement, des enquêtes épidémiologiques et démographiques. Malheureusement rares sont les études qui entreprennent de recourir simultanément à deux ou plusieurs sources de données. Il en résulte dans les faits que la recherche empirique est plus souvent guidée par la disponibilité des données, que par les spécifications du modèle. Néanmoins, le modèle de Mosley et Chen [1984] donne un cadre d'analyse utile pour l'étude de la mortalité des enfants en donnant des lignes directrices concernant les variables indépendantes à inclure dans l'analyse de régression. La commodité du modèle a, par ailleurs, été reconnue par l'OMS [Hill, 2003].

### 3. Mesures et indicateurs de la mortalité des enfants

Il n'existe pas une définition claire et univoque de la mortalité des enfants, et la délimitation des âges varie d'un auteur à un autre [Noumbissi, 1996]. Cependant, bon nombre d'études, comme les EDS, traitent de la mortalité survenue entre la naissance et la cinquième année de vie.

La présente sous-section définit les mesures de la mortalité des enfants et décrit les méthodes employées pour les calculer. Dans ce contexte, les taux, les ratios et les quotients sont fréquemment utilisés pour mesurer les événements démographiques, y compris la mortalité.

#### 3-1 Taux de mortalité des enfants

Par définition, un taux mesure la fréquence d'un événement survenu dans une population. On l'évalue en calculant le nombre d'événements dans une période donnée et en le divisant par le nombre d'habitants à risque durant la même période. Partant de là, le taux brut de mortalité (TBM) constitue une mesure classique de la mortalité pour une population donnée. Ce taux brut représente le nombre de décès dans une période donnée sur le nombre total d'habitants. Bien que le TBM, ou tout autre taux de mortalité, puisse être calculé pour tout segment de temps, la période couramment sélectionnée est l'année, et le dénominateur utilisé est la population au milieu de l'année. Ainsi, le TBM peut être exprimé comme suit :

$$TBM = \frac{D_{i, i+1}}{\left(\frac{P_{i+1} + P_i}{2}\right)} \quad 2.3$$

où les termes  $D_{i,i+1}$ ,  $P_i$  et  $P_{i+1}$  représentent, respectivement, le nombre de décès observés durant la période étudiée, l'effectif de la population au début de la période considérée et le nombre de personnes estimé à la fin de la période considérée.

Le taux brut de mortalité décrit le phénomène de mortalité dans une population en termes réels, c'est-à-dire sans tenir compte de la décomposition de cette population selon différentes caractéristiques démographiques, telles que l'âge et le sexe [Pineault et Daveluy, 1995]. Or, il est maintenant admis qu'il existe des variations dans l'exposition au risque de décéder [CRDI<sup>92</sup>, 2002]. Par conséquent, il est recommandé d'utiliser les taux de mortalité selon l'âge et le sexe plutôt que le TBM. Remarquons qu'en pratique, c'est le taux par âge qui est le plus souvent utilisé. Le taux de mortalité à l'âge  $x$  pour l'année  $t$  ( $m_{(x,t)}$ ) est calculé en faisant le rapport entre le nombre de décès survenus durant  $t$  chez les personnes de  $x$  ans sur la population moyenne de cet âge :

$$m_{(x,t)} = \frac{D_{(x,t)}}{\left(\frac{P_{x,t} + P_{x,t+1}}{2}\right)} \quad 2.4$$

Notons que cette statistique est exprimée pour 1000 individus (pour mille).

### 3-2 Ratio de mortalité des enfants

Un ratio est la proportion entre un numérateur et un dénominateur qui sont reliés. Par exemple, on définit, le ratio de mortalité pour un groupe d'âge par le nombre de décès se produisant dans celui-ci durant une période spécifique, qu'on divise par le nombre total de personnes-années vécues dans le même groupe d'âge durant la même période, multiplié par 1000. Le ratio de mortalité est usuellement assimilé au taux de mortalité. Plus exactement, comme l'indique Pressat [1979], le terme taux est utilisé plus largement pour représenter le ratio. Pourtant, les deux mesures diffèrent dans le mode de calcul. En effet, la formule appliquée pour calculer le ratio de mortalité admet comme dénominateur le nombre total de personnes-années vécues, tandis que le taux de mortalité comporte au dénominateur la population moyenne. Il est généralement difficile d'évaluer le nombre de personnes-années vécues chez les enfants, notamment chez ceux qui ont moins d'un an. On préfère souvent utiliser le nombre total de naissances vivantes comme dénominateur pour calculer le ratio de

---

<sup>92</sup> Le CRDI, est le Centre de Recherche pour le Développement International.

mortalité [Pressat, 1985]. Dans le rapport sur la Santé dans le Monde de 2005 par exemple, l'OMS a appliqué la formule basée sur les naissances vivantes pour déterminer les taux de mortalité néonatale dans différents pays [OMS, 2005]. Comme l'on pouvait s'y attendre, l'OMS parle de taux de mortalité, alors qu'il serait plus juste de désigner cette quantité comme un ratio.

### 3-3 Quotient de mortalité des enfants

Un quotient permet d'évaluer le risque ou la probabilité de subir l'événement considéré entre deux anniversaires successifs. En particulier, le quotient à l'âge  $x$  représente le rapport entre l'effectif ayant subi l'événement entre les anniversaires  $x$  et  $x + a$  et l'effectif susceptible de le subir à l'anniversaire  $x$ . Le quotient annuel<sup>93</sup> de mortalité à l'âge  $x$  est donné par la formule ci-dessous :

$${}_a q_x = \frac{D_{x, x+a}}{V_x} \quad 2.5$$

où  ${}_a q_x$ ,  $D_{x, x+a}$  et  $V_x$  représentent respectivement le quotient de mortalité (ou la probabilité de décéder), le nombre de décès entre les anniversaires  $x$  et  $x+a$  et le nombre d'individus vivants au moment de leur  $x^{\text{ième}}$  anniversaire. Autrement dit,  $D_{x, x+a}$  est le nombre d'individus décédé avant d'atteindre l'anniversaire  $x+a$ , où  $a$  désigne l'intervalle correspondant à la tranche d'âge exprimé en année et  $x$  l'âge exact de début de la tranche d'âge étudiée.

Généralement, les taux, les ratios et les quotients servent à exprimer les principaux indicateurs de mortalité des enfants. Dans cette étude, nous nous focaliserons, plus particulièrement, sur les quotients de mortalité infantile et infanto-juvénile, qui sont les indicateurs fondamentaux du niveau de mortalité des enfants ou plus largement du niveau de développement d'un pays. Par définition, ces deux quotients représentent respectivement les probabilités de décès avant l'âge de un an et avant l'âge de cinq ans. Notons que, dans la suite de notre travail, les expressions « taux de mortalité infantile » et « taux de mortalité infanto-juvénile » seront indifféremment employées à la place des expressions « quotient de mortalité infantile » et « quotient de mortalité infanto-juvénile ».

---

<sup>93</sup> L'adjectif « annuel » se rapporte à la durée séparant deux anniversaires successifs et non comme à une année civile.

## B. Méthodes d'analyses

L'objectif de ce chapitre est d'appréhender les déterminants de la mortalité des enfants. Dans cette optique, après une rapide description du modèle économique à la base de notre estimation, une définition précise (à partir des données disponibles) des variables dépendantes et indépendantes inhérentes au modèle est proposée, et les options économétriques mises en œuvre dans l'étude sont spécifiées.

### 1. Modèle

Le modèle économique sous-jacent à notre analyse des déterminants de la mortalité des enfants est adapté, logiquement, du cadre théorique et économique général de notre recherche (voir section 2.1). Ainsi, la modélisation des déterminants de la mortalité des enfants dérivée de la fonction de production (équation [2.2]), peut être exprimée par l'équation réduite suivante:

$$HM_f = m(C_{fd}, D_{fh}, C_{cd}, D_{ch}, C_m, A_m, G_m, V_e, V_f, \epsilon) \quad 2.6$$

Le modèle [2.6] spécifie que le taux de mortalité des enfants  $HM_f$  – l'unité d'analyse est la femme – est une fonction dépendante des caractéristiques démographiques des femmes  $C_{fd}$  et du mari/conjoint  $C_{hd}$ , des dotations en capital humain des femmes  $D_{fh}$  et du mari/conjoint  $C_{ch}$ , des caractéristiques du ménage  $C_m$ , des actifs du ménage  $A_m$ , de la localisation spatiale du ménage  $G_m$  et des facteurs communautaires liés aux enfants  $V_e$  et aux femmes  $V_f$ .

### 2. Définitions des variables

Notre analyse de la mortalité des enfants au Gabon est basée sur les données de l'EDSG réalisée en 2000. Ces données sont très riches en informations. Ici, les données sur l'historique des naissances nous permettent d'estimer la variable dépendante. De plus, Pour construire les variables explicatives, nous utilisons les informations ayant trait aux caractéristiques socio-économiques et démographiques.

La présente section discute de la spécification de l'ensemble des variables utilisées dans l'estimation du modèle de détermination de la santé que représente l'équation réduite [2.6]. Relativement au critère de l'unité d'analyse, cette équation se réfère aux femmes ayant eu des naissances au cours des cinq années précédant l'enquête –juillet 2000 à janvier 2001–.

Notons que la variable dépendante, construite ici, correspond au taux de mortalité par femme, exprimé sous deux formes : (i) le taux de mortalité infanto-juvénile, défini comme la proportion des enfants nés au moins cinq ans avant l'enquête et décédés avant leur cinquième anniversaire ; (ii) le taux de mortalité infantile, autrement dit la proportion des enfants nés au moins cinq ans avant l'enquête et décédés avant leur premier anniversaire. La raison pour laquelle nous étudions séparément ces deux indicateurs de la mortalité des enfants réside dans le changement rapide et substantiel des taux de mortalité durant la première année, et l'éventualité d'identifier des déterminants différents pour chacune des catégories d'âge [Czifra, 2007]. Le choix des variables explicatives ou indépendantes contenues dans la spécification finale du modèle est motivé par le cadre conceptuel sous-jacent à notre recherche, et par les évidences empiriques relevées dans la littérature existante. Evidemment, la nature des données et la forme fonctionnelle de l'équation [2.4] ne permettent pas de prendre en compte la totalité des variables dont le rôle, dans la littérature, est avéré. Par conséquent, nous nous limiterons à quelques variables, pour lesquelles nous discuterons les mesures et les implications liées à l'estimation économétrique. De fait, loin de couvrir toutes les catégories représentées dans le cadre de Mosley et Chen [1984], les variables indépendantes qui seront spécifiées feront référence à la catégorie des facteurs du niveau individuel, du ménage et de la communauté. Les facteurs individuels caractérisent essentiellement la mère et le père. Parmi ces facteurs individuels, l'éducation de la mère a fait l'objet d'une attention considérable dans la littérature [Caldwell, 1979 ; Hobcraft, et al. 1984 ; 1994; Cleland et Van Ginneken 1988, Behrman et Wolfe, 1987 ; Barrera, 1990 ; Katahoire et al. 2004]. Les mécanismes par lesquels l'éducation de la mère opère pour réduire la mortalité des enfants sont nombreux et complexes. Ces mécanismes ont été largement étudiés et discutés<sup>94</sup>.

Dans cette étude, l'éducation de la mère est utilisée, exclusivement, pour appréhender l'influence indépendante qu'elle peut avoir sur la mortalité des enfants<sup>95</sup>. Cette influence agit notamment à travers l'accès à l'information en matière de santé. A cet égard, les conclusions des travaux de Thomas et al. [1991], Glewwe [1999], Kovsted et al. [2003] sont particulièrement éclairantes. Ces auteurs ont démontré que la connaissance des mères en matière de santé est le savoir le plus important acquis directement via leur scolarisation (ou indirectement à travers les médias, ou acquis à partir d'autres sources en utilisant les

---

<sup>94</sup> Revoir en particulier Caldwell [1986] et Cleland et Van Ginneken [1988].

<sup>95</sup> On rappelle que l'éducation des mères peut être utilisée pour mesurer les ressources des femmes, leur statut social ou le comportement en matière de fécondité.

connaissances apprises à l'école), et qui leur permet de mieux prendre soin de leurs enfants. Cette idée générale recouvre, en fait, deux hypothèses clés concernant les mécanismes à travers lesquels l'éducation affecte le comportement de la mère et la santé de l'enfant. L'une renvoie à l'utilisation des services médicaux et l'autre se rapporte au changement dans le comportement des ménages en matière de santé. Ces deux hypothèses ont, par exemple, été testées par Joshi [1994]. Cet auteur conclut que l'instruction dote les mères de connaissances spécifiques, de disposition et d'identité qui prédisent significativement ces deux domaines principaux de soins (services médicaux et des soins internes au ménage). Ici, cette hypothèse est implicitement examinée de deux manières. D'une part, une variable binaire teste le rôle de l'alphabétisation des femmes sur la mortalité des enfants et d'autre part, plusieurs autres variables— primaire, secondaire et plus— captent les niveaux formels d'instruction. Il est à noter que ces variables prennent en compte le nombre d'années d'instruction reçues par la mère à chaque niveau du processus éducatif. De cette façon, les coefficients indiquent l'effet d'une année supplémentaire d'instruction sur la mortalité des enfants pour chaque niveau éducatif.

L'éducation du mari/conjoint—  $C_{ch}$ —, moins souvent considérée comme déterminant principale que l'éducation de la mère, a également suscité de l'intérêt. Son influence sur la mortalité des enfants a été notamment remarquable en zone urbaine. Cet aspect nous semble particulièrement intéressant à explorer dans le cas spécifique du Gabon où 80 pour cent d'individus résident essentiellement en milieu urbain<sup>96</sup>. Nous adopterons, comme pour les mères, les niveaux formels d'instruction pour capturer l'impact de l'éducation des maris/conjoints.

L'âge des mères constitue un autre facteur de risque. En effet, cet âge, qui sera pris en compte ici à l'aide de six classes d'âge — $C_{fd}$ — allant de 17 à 49 ans, est un indicateur de la santé physiologique, de la santé mentale et de la maturité émotionnelle. Il est également une mesure de l'expérience acquise par la mère dans le domaine des soins. A partir de là, comme une mère très jeune est biologiquement immature, les risques de complications liées à la grossesse sont élevées. Aussi, étant "naïve", elle peut être incapable de procurer effectivement des soins aux enfants. On peut, comme il est généralement le cas, s'attendre à ce que la mortalité des enfants s'élève avec l'âge de la mère. En outre, l'âge des mères est

---

<sup>96</sup> EDSG [2000].

susceptible de capter, l'effet des générations, et par ce biais, l'impact du processus de développement sur la mortalité des enfants<sup>97</sup>.

Dans cette étude, la contribution de cet effet des générations sera contrôlée à l'aide d'une méthode économétrique d'estimation qui tient compte du biais d'hétéroscédasticité engendré par le nombre total d'enfants déjà nés par femme<sup>98</sup>. L'âge du père –  $C_{cd}$  –, représente la dernière variable individuelle présente dans notre spécification.

Les facteurs relatifs au ménage, supposés affecter la mortalité des enfants, sont : (i) la composition du ménage – présence ou non du conjoint ou du mari – et le sexe de celui qui le gère ( $C_m$ ) ; (ii) la localisation géographique du ménage ( $G_m$ ) ; (iii) les actifs possédés ( $A_m$ ).

D'abord, la composition du ménage nous aide à capter l'impact potentiel sur la santé de l'enfant du statut du groupe auquel les femmes appartiennent, notamment par rapport aux ménages monoparentaux ou ceux qui sont gérés par une femme. Ensuite, la localisation géographique permet de situer la zone de résidence du ménage selon les trois niveaux suivants : Libreville et de Port-Gentil, les Autres villes et le milieu rural. Enfin, l'EDS de 2000 du Gabon ne collectant pas de données sur les revenus ou les dépenses des ménages, un certain nombre d'actifs possédés ces deniers servent à identifier leur niveau de vie. L'approche en termes d'actifs suppose que prévaut une relation étroite entre ces derniers et un indicateur de niveau de vie des ménages, par exemple, la consommation. A partir de là, l'analyse en composante principale peut constituer une procédure adéquate pour construire un indicateur de la richesse des ménages à long terme, à partir des informations sur les actifs des EDS<sup>99</sup>. Concrètement, cette technique permet de résumer l'information issue de l'ensemble des variables décrivant la possession des actifs des ménages par une dimension plus réduite – un indice –, en créant, à partir des données, des composantes orthogonales. L'analyse en composante principale assigne des scores à chaque actif du ménage recensé, ces derniers étant normalisés par rapport à une distribution normale de moyenne nulle et d'écart type unitaire. Ces valeurs sont ensuite utilisées pour identifier les classes de ménages. La présente recherche met en œuvre l'analyse en composante principale (ACP) non linéaire<sup>100</sup>, les variables utilisées

---

<sup>97</sup> L'effet des générations nous amène, concrètement, à considérer la possibilité qu'une femme gabonaise de 45 ans au moment de l'enquête -2000-, a de forte chance d'avoir eu des enfants à la fin des années 1960 ou au début des années 1970 lorsque les infrastructures sanitaires étaient moins développées. Cette différence contextuelle fait que les femmes âgées et les plus jeunes exhibent des taux de décès différents

<sup>98</sup> En effet, cette démarche se justifie par le fait que, en moyenne, les femmes âgées ont de fortes chances d'avoir, non seulement plus d'enfants, mais également une proportion plus élevée de décès.

<sup>99</sup> Filmer et Pritchett [2001], Gwatkin, Rustein et Johnson [2000].

<sup>100</sup> Voir par exemple, Lachaud [2001b] pour une argumentation favorable à l'ACP non linéaire.



étant ordinales – 1 = non précaire et 2 = précaire. Ces variables concernent trois groupes d'éléments : l'habitat ; l'environnement sanitaire et les biens durables. Premièrement, les éléments relatifs à l'habitat pris en compte concernent trois aspects : (i) la nature du sol – carreau, ciment, parquet, lino et autres matériaux ; (ii) le nombre de personne par pièce ; (iii) accès à l'électricité. Deuxièmement, les éléments ayant trait à l'environnement sanitaire retenus renvoient à deux modalités : (i) le type d'aisance – WC avec chasse d'eau, latrine, toilettes traditionnel, nature et autres lieu ; (ii) le mode d'accès à l'eau – robinet propre, pompe publique, forage, puits, rivière et autres. Troisièmement, les éléments se rapportant aux biens durables comprennent les six biens possédés par les ménages qui suivent. La radio, la télévision, le réfrigérateur, la bicyclette, la motocyclette et voiture. Le modèle montre que la première composante explique 35,60 pour cent de la variance – contre 10,60 pour cent seulement pour la seconde dimension –, ce qui est proche de ce qui prévaut dans les autres approches de ce type. Le tableau A1.2 et la figure A1.2 en annexe présentent les résultats de l'ACP non linéaire.

Les facteurs communautaires sont susceptibles d'avoir des répercussions sur le niveau de mortalité des enfants. Dans le cadre de l'EDSG 2000, en plus de l'enquête ménage et des enquêtes individuelles femme et homme, une enquête sur la disponibilité des services communautaires a été menée dans chaque grappe sélectionnée. Cette enquête avait pour but de collecter, au niveau de chaque grappe, des informations sur l'existence d'infrastructures socio-économiques et sur la disponibilité des services de santé maternelle et infantile. Aussi, des informations sur les principales maladies des enfants de moins de cinq ans et sur les principaux problèmes de la population pour se soigner ont été collectées. Cependant, les informations communautaires de l'EDSG2000 n'étant pas directement utilisables, nous avons reconstitué des variables relatives aux enfants ( $V_e$ ) et aux femmes ( $V_f$ ) par rapport aux grappes de l'enquête. Ces variables sont des moyennes par grappe pour les femmes ayant eu des enfants vivants cinq ans avant la date de l'enquête, c'est-à-dire depuis juillet 1995. Dans la catégorie des variables communautaires inhérentes aux enfants, nous nous intéressons à deux variables. La première est la proportion par grappe des enfants parmi ceux qui sont vivants et nés depuis juillet 1995, qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des deux dernières semaines: (i) la diarrhée ; (ii) de la fièvre ; (iii) de la toux. La deuxième est la proportion par grappe du même groupe d'enfants ayant été vaccinés –BCG, polio et DTCoq. Dans la catégorie des variables liées aux femmes, nous testons premièrement, la moyenne par cluster de l'indice de Quételet –ou indice de masse corporelle (IMC)– des femmes ayant eu

des enfants parmi ceux qui sont vivants et nés depuis juillet 1995<sup>101</sup>. Rappelons que l'indice de Quételet exprime le rapport entre le poids en kg et la taille en mètre au carré. En général, une valeur inférieure à 18,5 kg/m<sup>2</sup> est le signe d'une malnutrition aiguë. Deuxièmement, nous évaluons le pourcentage de femmes par grappe au cours des trois dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié – médecin, infirmière, sage femme–.

### 3. Méthodes d'estimation

L'estimation économétrique des déterminants de la mortalité des enfants a mis l'accent sur plusieurs modèles statistiques fondés sur le maximum de vraisemblance. Cette démarche a pour but de comparer la robustesse des résultats obtenus. Le choix des modèles économétriques dépend, par définition, de la spécification de la variable dépendante. Dans le but d'estimer les taux de mortalité des enfants par femme, en considérant l'hypothèse d'hétéroscédasticité multiplicative, quatre modèles peuvent être suggérés. Le premier est un modèle linéaire, et les trois autres sont des modèles non linéaires dits Tobit, Probit binaire et Probit ordonné.

La formalisation de ces quatre modèles, qui permet de tester le modèle théorique –voir l'équation [2.6]–, est donnée par les formes fonctionnelles générales suivantes :

$$\begin{aligned}
 & \textit{Modèle linéaire avec hétéroscédasticité} \\
 & \textit{multiplicative – unité d'analyse = femme} \\
 & M_f = \beta' X_f + \eta' Y_m + \delta' Z_c + \varepsilon_f \quad 2.7 \\
 & \textit{avec } \textit{Var}(\varepsilon_f) = \sigma_f^2 = \sigma^2 \exp(\gamma t_f)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & \textit{Modèle non linéaire avec hétéroscédasticité} \\
 & \textit{multiplicative – unité d'analyse = femme} \\
 & M_f^* = \beta' X_f + \eta' Y_m + \delta' Z_c + \varepsilon_f \quad 2.8 \\
 & \textit{avec } \textit{Var}(\varepsilon_f) = \sigma_f^2 = \sigma^2 \exp(\gamma t_f)
 \end{aligned}$$

où : (i)  $M_f$  est le taux de mortalité infantile ou infanto-juvénile par femme ; (ii)  $M_f^*$  est une variable latente –non observable– se rapportant au taux de mortalité des enfants par femme ;

<sup>101</sup> On prend les femmes de l'échantillon pour lesquelles les mesures du poids et de la taille sont disponibles, en excluant celles qui sont enceintes ou à trois mois de post-partum.

(iii)  $X_f$ ,  $Y_m$ , et  $Z_m$  représentent, respectivement, les caractéristiques des femmes, du ménage et de la communauté ; (iv)  $\varepsilon_f$  est le terme aléatoire ou perturbation se rapportant au taux de mortalité par femme et (v)  $t_f$  indique le logarithme du nombre total d'enfants nés par femme.

Le modèle linéaire est un modèle classique qui a été largement utilisé, car il permet d'étudier une large palette de phénomènes. Ainsi, dans cette étude, le choix de ce modèle apparaît donc comme une évidence. Par contre, les trois modèles non linéaires sont réputés complexes et conduisent chacun à une spécification particulière de la variable expliquée. Une première spécification concerne le cas où le taux de mortalité des enfants est nul pour un grand nombre de femmes. Dans ce cas, la variable dépendante est censurée— elle n'est observable que sur un certain intervalle— ce qui implique l'estimation du modèle Tobit, qui s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned} M_f &= 0 & \text{si } M_f^* &\geq 0 \\ M_f &= M_f^* & \text{si } M_f^* &> 0 \end{aligned} \tag{2.9}$$

où  $\varepsilon_f$  suit une loi normale suivante:

$$\varepsilon_f \sim N(0, \sigma^2 t_f^\alpha) \tag{2.10}$$

Une deuxième spécification concerne le cas où le taux de mortalité est positif. Dans ce cas, on utilise le modèle Probit binaire, qui s'exprime comme suivant :

$$\begin{aligned} M_f &= 0 & \text{si } M_f^* &\leq 0 \\ M_f &= 1 & \text{si } M_f^* &> 0 \end{aligned} \tag{2.11}$$

où  $\varepsilon_f$  est supposé suivre une loi normale suivante :

$$\varepsilon_f \sim N\{0, [\exp(\gamma' t_f)]^2\} \tag{2.12}$$

Enfin, une troisième spécification concerne le cas où le taux de mortalité des enfants s'exprime sous forme de « rang » de mortalité —la variable dépendante est égale à 0, 1 et 2 suivant que le quotient de mortalité est, respectivement : 0 ; >0 et ≤0,2 ; >0,2 —. Ainsi, le modèle qu'il convient d'estimer est le Probit ordonné, défini comme suivant :

$$\begin{aligned}
M_f &= 0 & \text{si } M_f^* &\leq 0 \\
M_f &= 1 & \text{si } 0 < M_f^* &\leq \mu_1 \\
M_f &= 2 & \text{si } \mu_1 < M_f^* &\leq \mu_2
\end{aligned}
\tag{2.13}$$

où les  $\mu$  sont des paramètres à estimer avec les coefficients  $\beta, \eta$  et  $\delta$ , tandis que le terme d'erreur  $\varepsilon_f$  suit la loi normale définie par l'équation 2.12.

Dans ce travail, tous les modèles statistiques décrits plus haut seront utilisés, dans un premier temps, pour estimer l'impact de la pauvreté –principale variable d'intérêt– tout en contrôlant par l'effet de déterminants importants de la mortalité identifiés dans la littérature. Dans un second temps, le modèle linéaire – équation [2.7] ci-dessus – est estimé séparément pour les ménages gérés par les hommes et ceux gérés par les femmes. Les résultats de ces estimations séparées serviront à mettre en œuvre le test de Chow, qui permettra de savoir si les analyses différenciées de la mortalité, en fonction du sexe du chef de ménage, sont statistiquement justifiées. Par définition, le test de Chow permet d'examiner si les coefficients d'une régression sont stables par rapport aux observations utilisées. Plus exactement, on compare les estimations effectuées sur deux (ou plusieurs) sous-ensembles d'observations. Le test examine si les différences entre les coefficients estimés sont significatives. Ici, ce test compare les estimations linéaires effectuées sur les deux sous-échantillons: ménages gérés par des femmes et ceux gérés par des hommes. A partir des données en coupes transversales, concernant les individus issus de ces deux sous-échantillons, le test de Chow est utilisé afin de déterminer si les deux groupes d'individus sont homogènes ou hétérogènes en termes de comportement de santé. Ce test se présente de la façon suivante : sous l'hypothèse nulle, on admet l'égalité des coefficients des deux estimations relatives aux deux types de ménages cités ci-dessus. Par contre, sous l'hypothèse alternative, les coefficients de ces estimations sont différents. La vérification de cette dernière hypothèse justifiera l'analyse différenciée des résultats économétriques selon le sexe du chef de ménage. Dans ce cas, les quatre modèles statistiques – linéaire, Tobit, Probit et Probit ordonné – seront estimés et commentés pour chacun des deux échantillons.

Notre stratégie consistera, d'abord, à estimer les modèles linéaires et non linéaires pour l'ensemble des ménages en y incorporant une variable binaire définissant le sexe du chef de ménage. Les mêmes modèles seront ensuite estimés pour chaque catégorie de ménages.

## **II. Evidence empirique**

Dans un premier temps, nous mettrons en relief, à travers l'analyse descriptive, les caractéristiques de la mortalité des enfants, puis, dans un deuxième temps, une analyse économétrique tentera de mettre en évidence les facteurs de la mortalité des enfants, la femme étant l'unité d'analyse<sup>102</sup>.

### **A. Analyse descriptive**

Les statistiques descriptives des variables contenues dans nos régressions sont données, en annexes, dans les tableaux A2.2, A3.2 et A4.2. Le tableau A2.2 présente les moyennes et les écarts type des données examinées dans la présente étude. Tandis que les tableaux A.3.2 et A4.2 affichent, respectivement, les caractéristiques de la mortalité infanto-juvénile et infantile. L'ensemble de ces statistiques concernent l'échantillon total, les ménages gérés par les femmes et ceux gérés par les hommes, l'intuition étant de présenter les caractéristiques de la mortalité pour l'échantillon total, d'abord, et selon le sexe du chef de ménage, ensuite.

#### **1. Caractéristiques de l'échantillon total**

##### **1-1 La mortalité infanto-juvénile**

Une partie du tableau A2.2 présente les moyennes et les écarts type des variables utilisées dans nos estimations pour l'ensemble de l'échantillon. A cet égard, trois observations générales peuvent être formulées. En premier lieu, pour l'échantillon considéré- 3345 femmes ayant eu des naissances au moins cinq ans avant la date de l'enquête- le taux de mortalité infanto-juvénile est en moyenne de 88,6 pour mille. Ce niveau de mortalité est sensiblement plus faible que celui qui prévaut en moyenne dans la région -167 pour mille d'après les estimations effectuées en 2000 par l'OMS [2005]<sup>103</sup>.

En deuxième lieu, on observe que 83,40 pour cent des femmes de cet échantillon sont alphabétisées. Cependant, cette performance est à relativiser, car les résultats concernant l'éducation formelle restent relativement faibles. En effet, en moyenne ces femmes n'achèvent pas leur cycle primaire. Le nombre moyen d'années d'instruction reçues par les

---

<sup>102</sup>Lachaud [2001a], par exemple, propose une étude des déterminants de la malnutrition avec l'enfant comme unité d'analyse.

<sup>103</sup>Cette statistique concerne la région africaine de l'OMS.

mères au niveau primaire est de cinq ans, alors que six années sont normalement requises. Au niveau secondaire, la scolarité des femmes est encore plus défailante. En moyenne, cette scolarité dure environ deux ans contre une durée légale de sept ans. Concernant la situation scolaire des maris/conjoints, les résultats du tableau A1.1 suggèrent deux commentaires. En premier lieu, ces résultats révèlent que les hommes et les femmes ont quasiment le même parcours durant les six premières années d’instruction formelle c’est-à-dire au primaire. En deuxième lieu, l’examen du nombre moyen d’années d’instruction secondaire nous montre que, malheureusement les femmes ont tendance à accomplir un nombre d’années d’instruction au secondaire plus faible que les hommes. En moyenne, la scolarité secondaire des femmes dure un peu moins de 2 ans (1,87 année) alors que celle de leurs maris/conjoints dure environ 3 années (3,02). D’un point de vue général, ces résultats demeurent peu satisfaisants, et reflètent, en fait, le phénomène d’abandon en cours de scolarité qui caractérise le système éducatif gabonais au Gabon [PNUD, 2006a]. A ce phénomène d’abandon, il convient d’ajouter celui concernant le taux élevé de redoublement qui serait de 50 pour cent environ en première année du primaire et de 30 pour cent en seconde année [Op. cit.].

En troisième lieu, on observe qu’en moyenne 81 pour cent –moyenne calculée sur l’ensemble des clusters – d’accouchements sont assistés par du personnel qualifié – médecin, infirmier ou sage-femme –. Cette moyenne situe le Gabon à un niveau relativement très élevé par rapport aux pays d’Afrique subsahariennes. Effectivement, dans l’ensemble de ces pays Afrique, cette moyenne est seulement de 43 pour cent, d’après les données mondiales de l’UNICEF [2007].

Le tableau A3.2 affiche les différents quotients de mortalité infanto-juvénile selon certaines caractéristiques socio-économiques et démographiques des mères.

La première caractéristique intéressante de notre échantillon concerne le milieu de résidence. Rappelons que ce milieu est subdivisé en trois secteurs : Libreville/Port-Gentil, Autres villes, Rural. On observe que le risque de décéder avant l’âge de cinq ans est 57 pour cent plus élevé en milieu rural (111 pour mille) que dans les Autres villes (75 pour mille). A Libreville/Port-Gentil, les deux principaux centres urbains, le taux de mortalité infanto-juvénile est de 85 pour mille. En comparaison aux Autres villes, ce taux de mortalité est 13 pour cent plus élevé.

La deuxième caractéristique a trait à l’alphabétisation de la mère. On constate, sur le tableau A3.2, que les enfants dont la mère est analphabète ont une probabilité de mourir avant l’âge de cinq ans d’environ 118 pour mille. Cette probabilité est environ 42 pour cent plus élevée que celle des enfants dont la mère sait lire et écrire– estimée à 83 pour mille–. Le tableau A3.2 révèle également que, parmi l’ensemble des catégories socio–économiques, le groupe des femmes analphabètes est le plus hétérogène. En effet, l’écart type de 207 pour mille calculé pour ce groupe est le plus important – 177 pour mille pour les femmes alphabétisées ; 160 pour mille pour les Autres villes ; 197 pour mille pour le milieu rural ; 184 pour mille pour Libreville/Port gentil–.

La troisième caractéristique se rapporte à l’instruction formelle des parents. A cet égard, s’il n’est pas aisé, à partir du tableau A3.2, de comparer les quotients de mortalité infanto–juvénile d’une année à une autre, on peut au premier abord relever que le quotient de mortalité infanto–juvénile le plus faible est celui observé chez les mères ayant reçu huit années d’instruction au secondaire. Cependant, on peut constater que certaines femmes, malgré une année voir trois années d’instruction primaire, affichent des quotients de mortalité infanto–juvénile sensiblement plus élevés que ceux de leurs camarades analphabètes. En effet, on observe un quotient de mortalité infanto–juvénile de 138 pour mille pour des femmes ayant trois années d’instruction contre 118 pour mille pour celles qui sont analphabètes. Il est donc difficile, à partir des résultats descriptifs affichés au tableau A3.2, de percevoir la relation exacte qui existe entre le nombre d’années d’instruction des mères et les taux de mortalité parmi leurs enfants. Cette situation prévaut aussi lorsque l’on considère les années d’instruction du père. Et, dans chaque cas, c’est lorsqu’il s’agit des années d’instruction secondaire ou plus, que la relation est difficile à définir. Une explication possible de ce constat pourrait être le fait que le nombre d’années d’instruction reçues par la mère ou son conjoint/mari à chaque niveau, notamment au primaire, n’est pas une garantie d’acquisition d’un niveau donné de connaissance susceptible de jouer un rôle positif sur la mortalité des enfants puisque le système éducatif gabonais se caractérise par de forts taux de redoublements et d’abandons en cours de scolarité.

La quatrième caractéristique est le niveau de vie des ménages. Rappelons que celui–ci s’exprime par une stratification en trois groupes : riches, intermédiaires et pauvres. D’après le tableau A3.2, le taux de mortalité infanto–juvénile associé aux ménages pauvres est légèrement plus élevé que celui associé aux ménages riches. En effet, le risque de mortalité infanto–juvénile chez les pauvres est de 102 pour mille contre 93 pour mille chez les riches,

soit un écart de 9 pour cent. Il s'agit là d'un écart assez faible, par rapport à ce que l'on a constaté précédemment avec l'alphabétisation et le milieu de résidence. Par ailleurs, on observe que l'évolution du risque de mortalité infanto-juvénile n'est pas linéairement dépendante du niveau de vie. En effet, Il est surprenant de relever que le risque de mortalité infanto-juvénile dans les ménages riches, s'élevant à 93 pour mille, est d'environ 20 pour cent plus élevé que celui enregistré dans les ménages ayant un niveau de vie intermédiaire, égal à 77 pour mille. Notons que, les ménages riches présentent un taux de mortalité infanto-juvénile supérieur à la moyenne de l'échantillon total – estimé à 89 pour mille –, au même titre que les pauvres – 101 pour mille – et les ruraux – 111 pour mille –.

Enfin, la dernière caractéristique se rapporte à l'âge de la mère lors de l'enquête. Cette caractéristique semble être en étroite relation avec la mortalité infanto-juvénile. On constate, à partir du tableau A3.2, que le risque de décéder avant cinq ans connaît au début de la maternité une tendance baissière, puisque les quotients de mortalité se rapportant aux classes d'âge 17–24ans et 25–29 sont, respectivement, de 84 et de 75 pour mille. Après 29 ans, la mortalité augmente avec l'âge de la mère. Ainsi, les femmes dont l'âge se situe dans les classes 35–39 ans, 40–44 ans et 45–49 ans sont associées à une mortalité infanto-juvénile s'élevant, respectivement, à environ 83, 87 et 101 pour mille. La figure A5.2 représentée en annexe précise les tendances que nous venons d'observer.

## **1–2 La mortalité infantile**

Le quotient global de mortalité infantile, affiché au tableau A2.2, s'élève à 65 pour mille chez les femmes ayant eu des naissances cinq ans avant le début de l'enquête. Néanmoins, le tableau A3.2 affichant les caractéristiques de la mortalité infantile permet de comprendre le poids de ce problème dans certaines catégories de la population. Globalement, les données du tableau A4.2, confirment la mauvaise position des groupes les plus vulnérables. C'est ainsi que, relativement à l'instruction, le tableau A4.2 montre tout d'abord que le taux de mortalité infantile chez les femmes analphabètes est de 85 pour mille tandis qu'il est de 62 pour mille chez celles qui sont alphabétisées, soit une variation d'environ 38 pour cent. Ensuite, le tableau A4.2 indique que la mortalité infantile est sensiblement plus faible chez les mères ayant six années d'instruction primaire que chez celles qui n'ont qu'une année d'instruction primaire. En effet, le taux de mortalité infantile associé aux mères ayant une année d'instruction primaire est de 132 pour mille alors que celui que l'on relève chez les mères ayant bénéficié de six années d'instruction primaire est de 60 pour mille. Notons,



comme ce fut le cas pour la mortalité infanto-juvénile, que l'évolution de la mortalité infantile en fonction des années d'instruction primaire est une évolution en « dents de scie ».

Relativement au niveau de vie, le tableau A4.2 montre qu'il existe des écarts de taux de mortalité infantile, le groupe de ménages pauvres étant plus désavantagé que les deux autres groupes. Le taux de mortalité des enfants de moins d'un an chez les ménages pauvres est de 83 pour mille. Les taux correspondants chez les ménages appartenant à la catégorie intermédiaire de niveau de vie et chez les ménages riches sont, respectivement, de 55 et 66 pour mille. On notera que les ménages riches présentent un taux de mortalité infantile sensiblement plus élevé que les ménages intermédiaires.

Par rapport au milieu de résidence, les différences de taux de mortalité qui apparaissent dans le tableau A4.2 sont, comme l'on peut s'attendre, défavorables aux ménages ruraux. Ces derniers affichent un taux de mortalité infantile de 78 pour mille. Les ménages situés dans les deux principales villes que sont Libreville et Port-Gentil affichent un taux de mortalité de 64 pour mille tandis que ceux résidant dans les villes secondaires ont un taux de mortalité infantile de 54 pour mille. Libreville/port Gentil occupe donc une position intermédiaire en matière du nombre de décès d'enfants des moins d'un an.

Le tableau A4.2 démontre aussi que le quotient de mortalité infantile des enfants varie en fonction de l'âge des mères. Ainsi, comme dans le cas de la mortalité infanto-juvénile, le tableau A4.2 met en évidence deux tendances de la mortalité infantile. Dans un premier temps, la mortalité des enfants a tendance à légèrement diminuer lorsque les mères sont en début de vie c'est-à-dire entre 17 et 29 ans. Au-delà, et jusqu'à la fin de la vie reproductive, les taux de mortalité des enfants augmentent régulièrement.

Dans l'ensemble, la comparaison des données présentées dans les tableaux A3.2 et A4.2, suggère que les différentiels socio-économiques de taux de mortalité sont sensiblement plus élevés pour la mortalité infanto-juvénile que pour la mortalité infantile.

## **2. Caractéristiques des données selon le genre**

### **2-1 La mortalité infanto-juvénile**

Le genre du chef de ménage ou son sexe est considéré comme une variable importante de notre analyse. En effet, le genre est susceptible d'être lié à la mortalité infanto-juvénile.

Les statistiques descriptives, affichées aux tableaux A2.2, A3.2 et A4.2, pour les deux sous échantillons suggèrent ce lien de différentes manières.

Le tableau A2.2 qui présente les taux de mortalités infanto–juvénile pour les ménages gérés par les femmes et les hommes appelle quelques commentaires préliminaires. Tout d’abord, on observe qu’il existe un écart de taux de malnutrition selon le genre. A cet égard, il apparaît que le risque de décéder avant l’âge de cinq ans est un peu plus élevé dans les ménages gérés par les femmes que dans ceux ayant à leurs têtes des hommes. Ainsi, les taux de mortalité infanto–juvénile dans les ménages féminins et masculins<sup>104</sup> sont, respectivement, de 92,50 et 87,60 pour mille, soit un écart d’environ 4,90 points de pourcentage. Cet écart favorable aux ménages ayant à leurs têtes des hommes, certes relativement faible, peut paraître surprenant au regard de la situation d’un certain nombre de facteurs clés de la mortalité, lesquels sont majoritairement favorables aux ménages gérés par les femmes. En effet, le tableau A2.2 permet de faire un certain nombre d’observations. D’abord, on observe qu’il y’a en moyenne plus de femmes alphabétisées dans les ménages gérés par les femmes (87,70 pour cent) que dans ceux gérés par les hommes (82,30 pour cent). Ensuite, on constate que les mères vivant dans les ménages contrôlés par les femmes sont légèrement mieux placées en termes d’années d’instruction formelle comparativement à celles résidant dans les ménages contrôlés par les hommes. Les premières effectuent en moyenne plus de cinq années (environ 5,21 ans) d’instruction au primaire et plus de deux ans (environ 2,15 ans) au secondaire. Inversement, les secondes font en moyenne moins de cinq ans (4,93 ans) au primaire et moins de deux ans (1,79 ans) au secondaire. Le même tableau A2.2, présente également des données en termes de niveau de vie qui avantagent plutôt les ménages gérés par les femmes en comparaison de ceux gérés par les hommes. En effet, les ménages contrôlés par les femmes sont à 55 pour cent composés de riches et à 15 pour cent de pauvres, tandis que ceux contrôlés par les hommes sont constitués à 42 pour cent de riches et à 19 pour cent de pauvres. Aussi, on peut constater que les ménages gérés par les femmes en milieu rural ne représentent que 13 pour cent, alors que ceux contrôlés par les hommes représentent 25 pour cent. Ces résultats jouent, dans une certaine mesure, contre le risque moyen de mortalité infanto–juvénile des ménages masculins. En effet, au niveau de l’échantillon total, les observations préliminaires suggèrent que le risque de mortalité infanto–juvénile le plus élevé est celui des ménages ruraux. Toutefois, l’âge des mères lors de la naissance de l’enfant

---

<sup>104</sup> Ici, féminins et masculins sont employés à la place des ménages gérés par les femmes et des ménages gérés par les hommes.

constitue une caractéristique forte des ménages gérés par les femmes, susceptible de justifier, en partie, le fait que le taux moyen de mortalité infanto-juvénile dans ces ménages se situe légèrement au dessus de celui enregistré dans les ménages contrôlés par les hommes. Rappelons que, en général, le risque de décès infanto-juvénile a tendance à augmenter en début et en fin de vie reproductive. Or, d'après les données du tableau A2.2, les mères appartenant aux groupes d'âges à risque, notamment 17-24 ans, 35-39 ans, 40-44 ans et 45-49 ans, sont plus nombreuses dans les ménages gérés par les femmes que dans ceux ayant à leurs têtes des hommes. Dans les ménages gérés par les femmes, les proportions des mères de 17-24, 35-39, 40-44 et 45-49 ans sont, respectivement, de 48, 20, 24, et 13 pour cent, tandis que celles inhérentes aux ménages gérés par les hommes sont, respectivement, de 13, 19, 12 et de 8 pour cent. Notons que dans les ménages gérés par les femmes, le groupe d'âge 17-24 ans constitue une large majorité (48 pour cent). Cette proportion tranche fortement avec celle relevée dans les ménages gérés par les hommes (13 pour cent). On peut également considérer que la présence du mari/conjoint -16 pour cent des femmes chefs de ménage vivant avec un mari/conjoint ; 69 pour cent des femmes ayant un mari/conjoint dans les ménages gérés par les hommes (cf. Tableau A2.2)- explique le fait que le taux de mortalité infanto-juvénile dans l'ensemble des ménages gérés par les femmes soit légèrement au dessus de celui observé dans des ménages contrôlés par les hommes. En effet, si on suppose que les ménages monoparentaux, sous certaines conditions (taille du ménage élevé, niveau de revenu du ménage faible, nombre d'enfants en bas âge élevé), ont plus de chance d'afficher des taux de mortalité plus élevés que les ménages biparentaux, alors le risque de mortalité infanto-juvénile sera plus élevé dans les ménages gérés par les femmes que dans ceux dirigés par les hommes.

Le tableau A2.2 affiche les caractéristiques de la mortalité infanto-juvénile dans les ménages gérés par les femmes et les hommes, et suggère un résultat intéressant. En effet, suivant les variables prises en compte dans le tableau A3.2, l'écart de mortalité infanto-juvénile selon le genre est très variable. Premièrement, en considérant le niveau de vie, le tableau A3.2 montre que les taux de mortalité des ménages féminins sont plus élevés que ceux des ménages masculins surtout chez les pauvres. Or, l'inverse prévaut dans les catégories intermédiaires et riches. Ainsi, chez les pauvres, les taux de mortalité infanto-juvénile des ménages féminins et masculins sont, respectivement, de 146 et 87 pour mille, contre, respectivement, 72 et 79 pour mille chez les ménages du niveau de vie intermédiaire, et respectivement, 79 et 95 pour mille lorsque les ménages sont classés comme étant riches.

L'ampleur de l'écart entre les taux de mortalité des ménages féminins et masculins appartenant à la catégorie des ménages pauvres est de 0,059<sup>105</sup>. Notons qu'il s'agit là du différentiel de genre le plus important.

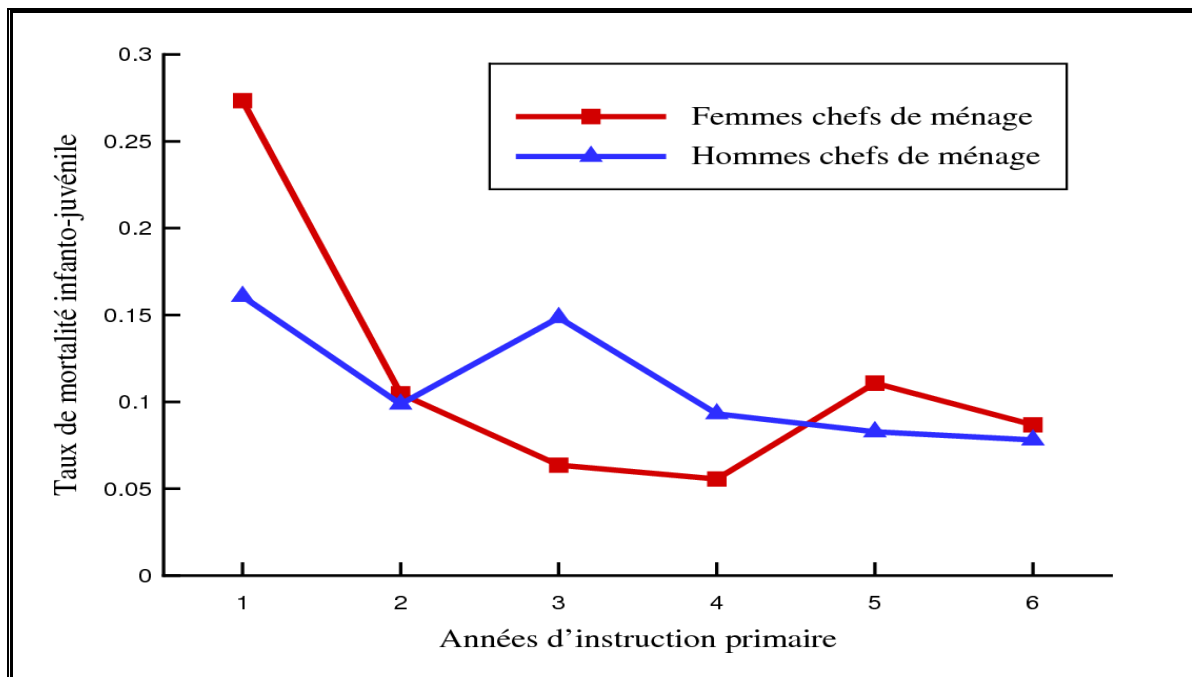
Deuxièmement, en prenant en compte le milieu de résidence, les données du tableau A3.2 permettent de constater qu'à Libreville/Port Gentil, en particulier, et dans les villes, en général, la mortalité des enfants de moins de cinq ans est plus prononcée dans les ménages gérés par les femmes que dans les ménages gérés par les hommes. Par exemple, à Libreville/Port-Gentil, le taux de mortalité infanto-juvénile est de 95,50 pour mille chez les ménages féminins contre 81 pour mille chez les ménages masculins. Par contre, en milieu rural on observe l'inverse; c'est-à-dire que chez les ménages gérés par les hommes, le taux de mortalité infanto-juvénile (112 pour mille) est maintenant supérieur à celui des ménages féminins (101 pour mille).

L'examen des données selon l'instruction maternelle (tableau A3.2) montre, d'abord, que les taux de mortalité chez les mères alphabétisées ou non sont plus élevés dans les ménages ayant à leurs têtes des femmes que dans ceux contrôlés par les hommes. Ensuite, les données exprimées en termes du nombre d'années d'instruction primaire et secondaire démontrent une hétérogénéité de situations. En effet, comme on peut le voir sur la figure 3.2 ci-dessous, affichant les taux moyens de mortalité infanto-juvénile *féminin* et *masculin* en fonction du nombre d'années d'instruction primaire de la mère, la courbe de mortalité des ménages féminins est au dessus de celle des ménages masculins lorsque les mères ont effectué entre une et deux années de primaire, d'une part, et entre cinq à six années de primaire, d'autre part. Donc, durant ces intervalles, les taux de mortalité des femmes appartenant aux ménages féminins sont au dessus de ceux des femmes qui vivent dans les ménages masculins. Par contre, lorsque les mères ont accompli trois à quatre années d'instruction primaire, la courbe du taux de mortalité globale dans les ménages féminins est en dessous de celle des ménages ayant à leurs têtes des hommes, suggérant une situation défavorable à ces derniers. La figure 3.2 affiche les taux de mortalité infanto-juvénile en fonction du nombre d'années d'instruction secondaire de la mère, et deux tendances globales semblent apparaître. En effet, la figure 3.2 montre que chez les mères ayant effectué jusqu'à six années d'instruction au secondaire les quotients de mortalité infanto-juvénile de celles appartenant aux ménages

---

<sup>105</sup> C'est-à-dire la statistique 0,146-0,087.

gérés par les femmes sont, globalement, plus importants que ceux de celles issues des ménages gérés par les hommes.



**Figure 2.2 : Taux moyen de mortalité infanto-juvénile en fonction du nombre d'années d'instruction primaire des mères- Gabon 2000**

Or, chez les mères qui ont accumulé plus de six années de scolarité secondaire, les quotients de mortalité infanto-juvénile de celles issues des ménages masculins sont plus souvent supérieurs à ceux de ces mères qui vivent dans des ménages féminins. L'écart le plus important survient entre la huitième et la dixième année du secondaire.

La comparaison de la situation des ménages masculins et féminins par rapport à l'âge des mères est résumée sur la figure 4.2, construite à partir des données du tableau A2.2. Cette figure, pour les ménages gérés par les femmes et pour ceux gérés par les hommes, les courbes des taux moyen de mortalité infanto-juvénile en fonction de l'âge de la mère, suggère trois situations. Ainsi, on peut observer que lorsque les mères appartiennent aux tranches d'âges 17-24, 25-29 et 30-34 ans les taux de mortalités sont légèrement plus élevés dans les ménages gérés par les hommes que dans l'autre groupe de ménages. Par contre, l'inverse est visible lorsque les mères appartiennent aux groupes des 35-39 et des 40-44 ans, alors que chez les 45-49 ans la situation des groupes de ménages est assez comparable.

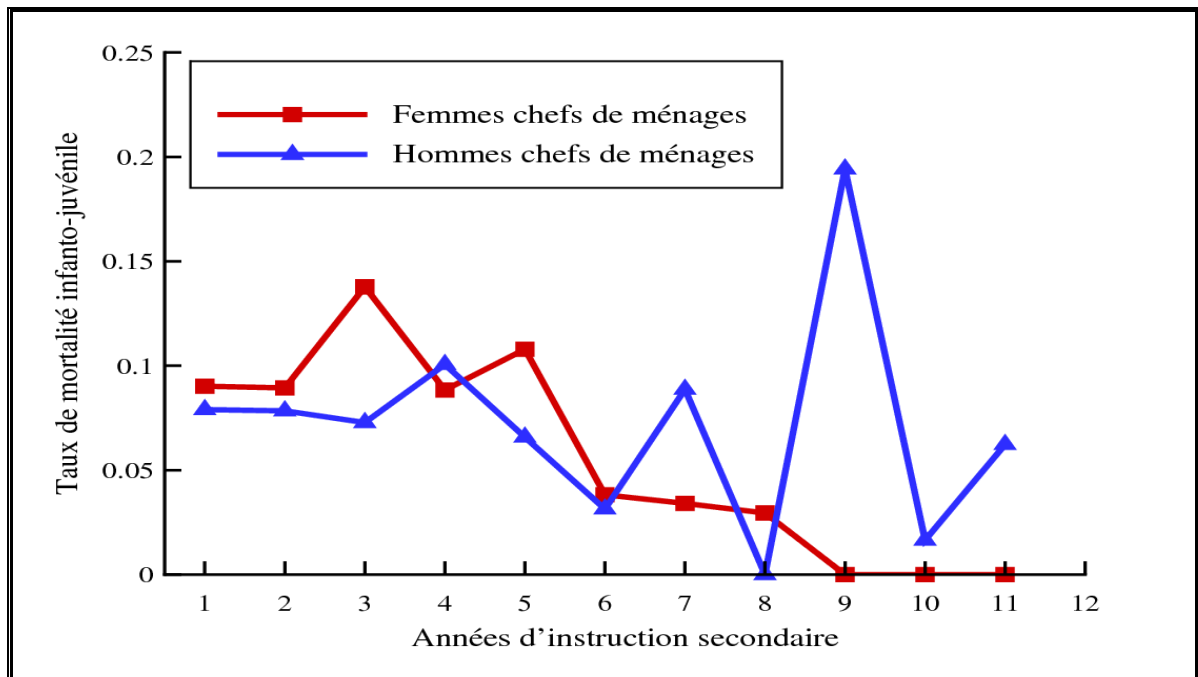


Figure 3.2: Taux moyen de mortalité infanto-juvénile en fonction du nombre d'années d'instruction secondaire des mères- Gabon 2000

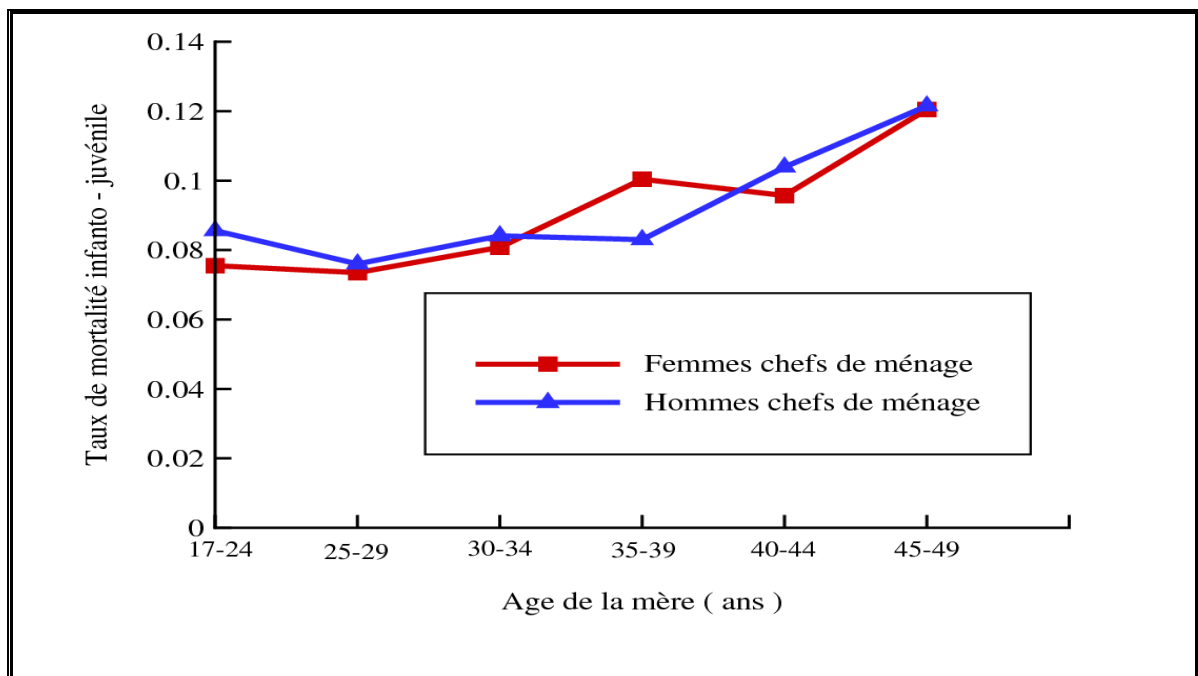


Figure 4.2 : Taux moyen de mortalité infanto-juvénile selon l'âge des mères

## 2-2 La mortalité infantile

Les tableaux A2.2 et A4.2, présentés en annexe, permettent de caractériser la mortalité infantile en fonction du sexe du chef de ménage. Le tableau A2.2 affiche les statistiques descriptives générales des variables à l'étude. Il indique que la mortalité infantile est en moyenne un peu plus élevée dans les ménages gérés par des femmes, comparativement à ceux contrôlés par des hommes. En effet, on constate que le quotient de mortalité dans les ménages gérés par les femmes s'élève à 75 pour mille contre 63 pour mille dans les ménages dirigés par les hommes, soit un écart de 19 pour cent.

Le tableau A4.2, quant à lui, exprime le taux moyen de mortalité infantile selon le niveau d'instruction des mères et de leurs maris/conjoints, leurs âges, le niveau de vie des ménages auxquels elles appartiennent et leurs milieux de résidence. Il permet, à cet effet, d'affiner le différentiel général de mortalité infantile selon le genre observé au tableau A2.2.

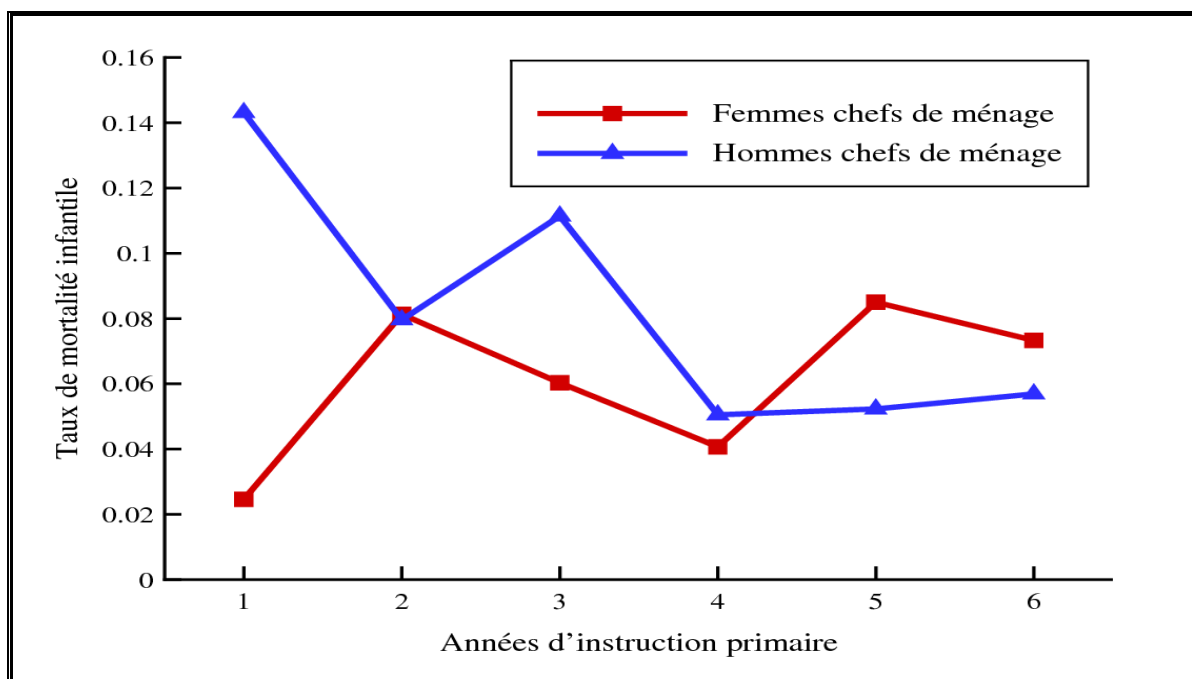
Considérons, premièrement, les taux moyens de mortalité infantile des ménages féminins et masculins en fonction du niveau de vie. A cet égard, comme pour la mortalité infanto-juvénile, le tableau A4.2 montre que la mortalité infantile dans les ménages gérés par les femmes est supérieure à celui des ménages gérés par les hommes chez les pauvres. Ainsi, les taux de mortalité infantile des ménages féminins et masculins sont, respectivement de 127,80 et 69,40 pour mille. Chez les riches, en revanche, les disparités de genre s'inversent, les ménages masculins présentant un taux de mortalité infantile un peu plus élevé que celui des ménages féminins. Dans les ménages ayant un niveau de vie intermédiaire, les taux de mortalité infantile des ménages féminins et masculins tendent à être comparables.

Deuxièmement, considérons les taux moyens de mortalité infantile des ménages féminins et masculins en fonction du niveau de résidence. Dans ce contexte, nos résultats affichés au tableau A4.2 indiquent que le taux de mortalité infantile dans les ménages féminins est en moyenne plus élevé que dans les ménages masculins quel que soit le lieu de résidence (à Libreville/Port-Gentil, les dans Autres villes ou en zone rurale). On rappelle que dans le cas de la mortalité infanto-juvénile les ménages féminins étaient défavorisés uniquement dans les villes et pas en zone rurale.

Troisièmement, intéressons nous aux taux moyens de mortalité infantile des ménages féminins et masculins en fonction du niveau d'instruction maternelle. Ce faisant, le tableau A4.2 montre que lorsque les mères des enfants ne sont pas alphabétisées, les décès d'enfants

de moins d'un an dans les ménages gérés par les hommes sont plus nombreux que dans les ménages dirigés par les femmes. A l'inverse, quand les mères sont alphabétisées les décès sont plus nombreux dans les ménages ayant à leurs têtes des femmes. Ainsi, pour les mères analphabètes, les taux de mortalité infantile des ménages masculins et féminins étaient, respectivement, de 85 et 83 pour mille, contre, respectivement 58 et 74 pour mille chez les alphabètes –Tableau A4.2.

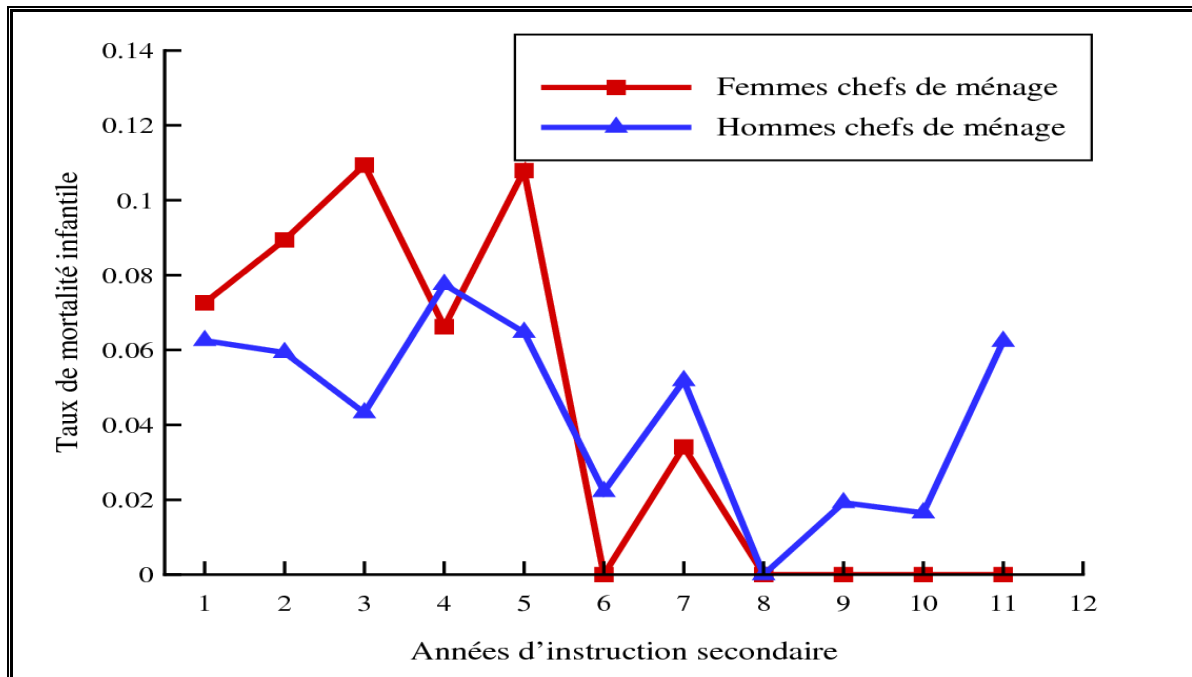
De plus, la figure 5.2 qui affiche, pour ménages *masculins* et *féminins*, les courbes des taux moyens de mortalité infantile en fonction des années d'instruction primaire des mères montre, tout d'abord, un taux de mortalité infantile beaucoup plus élevé dans les ménages masculins comparativement aux ménages féminins pour les mères ayant une année d'instruction primaire. En chiffre, cela se traduit par un quotient de mortalité infantile équivalant à 143 pour mille dans les foyers gérés par les hommes contre 24 pour mille dans ceux contrôlés par les femmes. Ensuite, l'écart de mortalité désavantageant des ménages masculins, bien que plus faible persiste pour les troisième et quatrième années d'instruction secondaire des mères. Seulement, lorsque les mères ont entre cinq et six années d'instruction primaire, les ménages féminins perdent leur avantage.



**Figure 5.2 : Taux moyen de mortalité infantile en fonction du nombre d'années d'instruction primaire des mères– Gabon 2000**



En outre, la représentation du taux moyen de mortalité infantile en fonction des années d’instruction secondaire des mères à la figure 6.2– permet d’observer que, entre la première et la cinquième année du secondaire, la mortalité infantile est en moyenne plus forte dans les ménages gérés par les femmes, comparativement aux ménages contrôlés par les hommes. A partir de la sixième année, l’inverse domine.

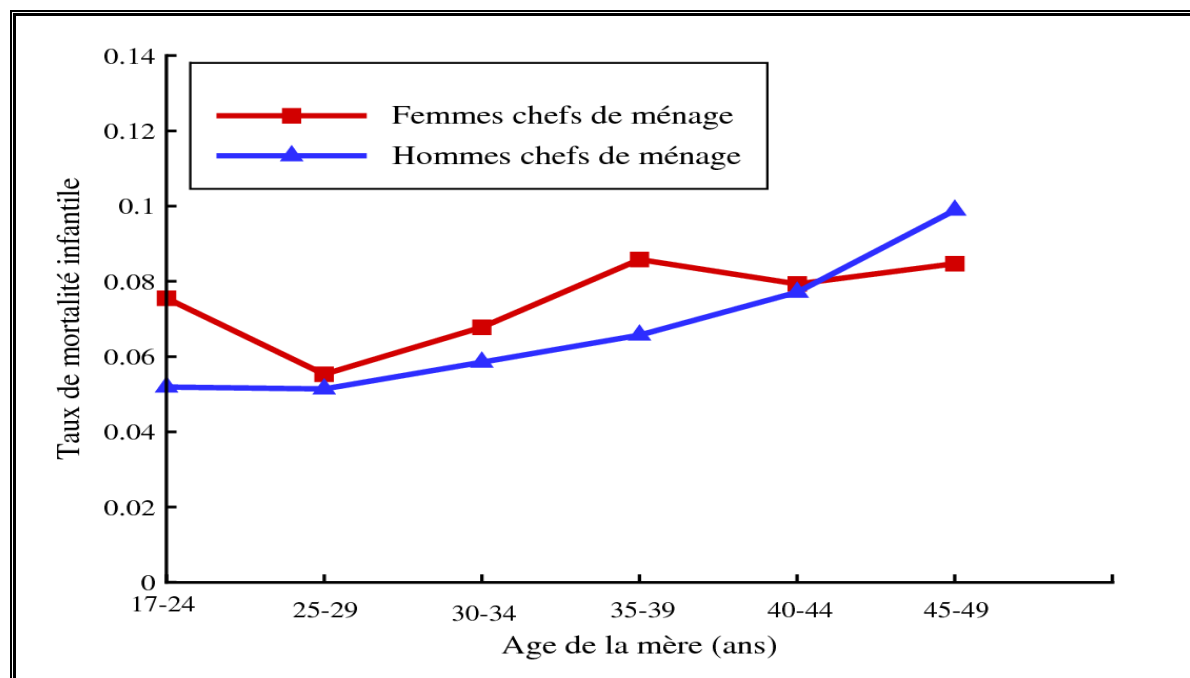


**Figure 6.2 : Taux moyen de mortalité infantile en fonction du nombre d’années d’instruction secondaire de la mère– Gabon 2000**

Pour finir, considérons les taux moyens de mortalité infantile des ménages féminins et masculins en fonction de l’âge des mères. La figure 7.2, construite à cet effet permet d’observer que la mortalité infantile dans les ménages gérés par les femmes tend à être plus importante que dans les ménages gérés par les hommes durant l’essentiel de la vie reproductive des mères. En effet, cette situation prévaut pour les femmes appartenant aux différents groupes d’âge, excepté pour celles issues de la tranche d’âge entre 45–49 ans. Chez ces dernières, l’écart de mortalité infantile tourne au détriment des ménages ayant à leurs têtes des hommes.

L’examen des écarts de mortalité infanto–juvénile et infantile selon le sexe du chef de ménage a montré que la mortalité dans les ménages gérés par les femmes était en moyenne plus élevée que dans les ménages gérés par les hommes. Cependant, une analyse plus détaillée des données dans les deux groupes de ménages a permis de constater, en plus, que la

différence de mortalité entre les ménages féminins et les ménages masculins était selon certaines caractéristiques des mères favorable ou défavorable à l'un ou l'autre des deux groupes de ménages.



**Figure 7.2 : Taux moyen de mortalité infantile en fonction de l'âge des la mère– Gabon 2000**

## B. Analyses économétriques

Pour compléter ces analyses descriptives, nous explorons les estimations économétriques. L'objectif, dans un premier temps, est d'examiner les déterminants de la mortalité infanto-juvénile et, dans un second temps, ceux de la mortalité infantile.

### 1. Déterminants de la mortalité infanto-juvénile

Les tableaux 1.2, 2.2 et 3.2 exposent les résultats des modèles de régression linéaire, Tobit, Probit binaire et Probit ordonné pour l'ensemble de l'échantillon. Les estimations concernant les ménages gérés par les femmes et par les hommes sont présentées respectivement dans les tableaux A5.2 et A7.2 en annexe<sup>106</sup>.

<sup>106</sup> En effet, les résultats du test de Chow montrent que l'hypothèse nulle d'égalité conjointe des coefficients sur les deux groupes de ménages ne peut être rejetée. La valeur de cette statistique de Fisher est de 0,89 elle suit un Fischer (23, 3319). En d'autres termes, il n'y a pas de différence significative quant à la relation entre la mortalité et les variables explicatives étudiées pour chaque groupe de ménages c'est-à-dire entre les ménages gérés par les femmes et les ménages gérés par les hommes.

**Tableau 1.2 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations par le maximum de vraisemblance des déterminants de la mortalité infantile <5 ans ; Gabon 2000**

Paramètres	Maximum de vraisemblance <sup>1,2</sup>		Tobit <sup>1,2</sup>		Ef.mg.
	$\beta$	$t^5$	$\beta$	$t^5$	
<b>Variables</b>					
<b>Constante</b>	0,1578	2,578*	-0,2414	-1,258	-0,0739
<b>Alphab.femmes<sup>8</sup></b>	-0,0074	-0,077	0,0031	0,101	0,0009
<b>Educ femmes<sup>9</sup></b>					
Primaire	-0,0042	-1,871**	-0,0126	-1,740**	-0,0038**
Secondaire	-0,0046	-2,781*	-0,0315	-5,245*	-0,0096*
<b>Age des femmes<sup>10</sup></b>					
25-29 ans	-0,0114	-0,949	0,0420	1,037	0,01288
30-34 ans	-0,0370	-0,030	0,1470	3,447*	0,0450*
35-39 ans	0,0024	0,189	0,1940	4,385*	0,0594*
40-44 ans	0,0222	1,713**	0,2756	6,051*	0,0844*
45-49 ans	0,0349	2,527*	0,2969	6,173*	0,0910*
<b>Pres. mari/conj.<sup>8</sup></b>	-0,0066	-0,759	-0,0032	-0,114	-0,0009
<b>Femme chef<sup>8</sup></b>	0,0006	0,070	-0,0018	-0,066	-0,0005
<b>Educ. Mari/conj.<sup>9</sup></b>					
Primaire	0,0011	0,731	0,0074	1,540	0,0022
Secondaire	0,0008	0,735	-0,0010	-0,293	-0,0003
<b>Age du mari/conj.</b>					
Age	-0,0036	-1,620**	-0,0073	1,064	-0,0022
(Age) <sup>2</sup>	0,0037	1,621**	0,0074	1,065	0,0023
<b>Niv. de vie ménage<sup>11</sup></b>					
Pauvres	0,0417	2,373*	0,1557	2,783*	0,0477*
Intermédiaires	0,0194	1,507	0,0736	1,768**	0,0225*
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>					
Libreville/Port-Genil	-0,0022	-0,157	-0,0591	-1,330	-0,0181
Rural	0,0286	3,376*	0,0858	3,159*	0,0262*
<b>Var. communaut.</b>					
<i>1. Enfants</i>					
Fièvre <sup>13</sup>	0,0003	1,420	0,0009	1,352	0,0003
Toux <sup>13</sup>	0,0001	0,697	0,0004	0,666	0,0001
Diarrhée <sup>13</sup>	0,0002	0,729	0,0009	1,197	0,0003
Vaccination <sup>14</sup>	-0,0004	-1,960*	-0,0007	-1,158	-0,0002
<i>2. Femmes</i>					
Indice de Quételet <sup>15</sup>	0,0004	0,288	0,0009	0,182	0,0003
Accouch. Assisté <sup>16</sup>	-0,0001	-0,038	-0,0002	0,442	-0,0001
$\sigma$	0,2529	36,238	0,6999	15,434*	-
$\mu (1)^{17}$	-	-	-	-	-
<b>Hétéroscédasticité</b>					
Log nbre enf. nés/fem	-0,6035	-16,185*	-0,3418	-10,023*	-0,0533*
Log vraisemblance		1190,65		-1655,53	
Chi-2 (sig)		395,05		-	
		(0,000)			
LM/LR <sup>18</sup>		238,13		0,99	
N		3345		3345	

Sur un plan économétrique, un résultat principal joue en faveur de la qualité globale de nos régressions. En effet, les modèles estimés admettent, majoritairement, l'hypothèse d'hétéroscédasticité multiplicative par rapport au logarithme du nombre total d'enfants nés par femme. Plus précisément, les résultats du test de Lagrange –LM test– propres aux différents modèles, rejettent l'hypothèse nulle d'homoscédasticité au seuil de un pour cent. Cette dernière est seulement admise pour le modèle Probit ordonné.

**Tableau 1.2 (suite) : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations par le maximum de vraisemblance des déterminants de la mortalité infanto-juvénile <5 ans ; - Gabon 2000**

Paramètres Variables	Probit binaire <sup>1,3</sup>			Probit ordonné <sup>1,4</sup>			
	$\beta$	$t^5$	Ef.mg	$\beta$	$t^5$	Ef.mg (0) <sup>6</sup>	Ef.mg(2) <sup>7</sup>
<b>Constante</b>	0,3230	0,278	0,0405	-0,2864	-0,672	0,106 7	- 0,0801
<b>Alphab.femmes<sup>8</sup></b>	-0,2412	-1,209	-0,0302	-0,0186	-0,272	0,0069	-0,0052
<b>Educ femmes<sup>9</sup></b>							
Primaire	-0,0379	-0,804	-0,0047	-0,0298	-1,848**	0,0111	-0,0083**
Secondaire	-0,0461	-1,510	-0,0057	-0,0512	-4,091*	0,0191	-0,0143
<b>Age des femmes<sup>10</sup></b>							
25-29 ans	-0,3065	-1,666**	-0,0384**	0,0277	0,352	-0,0103	0,0077
30-34 ans	-0,1103	-0,546	-0,0138	0,1820	2,198*	-0,0678*	0,0509*
35-39 ans	0,0831	0,377	0,0104	0,2724	3,163*	-0,1015 *	0,0762*
40-44 ans	0,1662	0,662	0,0204	0,3886	4,312*	-0,1448*	0,1087*
45-49 ans	0,3812	1,332	0,0478	0,4921	5,175*	-0,1834*	0,1376*
<b>Pres. mari/conj.<sup>8</sup></b>	-0,0497	-0,229	-0,0062	-0,0244	-0,400	0,0091	-0,0068
<b>Femme chef<sup>8</sup></b>	-0,0408	-0,236	-0,0051	-0,0163	-0,276	0,0061	-0,0045
<b>Educ. Mari/conj.<sup>9</sup></b>							
Primaire	0,0291	0,946	0,0036	0,0162	1,479	-0,0060	0,0045
Secondaire	-0,0086	-0,410	-0,0010	-0,0046	-0,603	0,0017	-0,0013
<b>Age du mari/conj.</b>							
Age	-0,0734	-1,800**	-0,0092**	-0,0198	-1,276	0,0074	-0,0055
(Age) <sup>2</sup>	0,0753	1,805**	0,0094**	0,0203	1,279	-0,0075	0,0057
<b>Niv. de vie ménage<sup>11</sup></b>							
Pauvres	0,7600	2,230*	0,0953*	0,2966	2,342*	-0,1105	0,0829
Intermédiaires	0,4203	1,613**	0,0527**	0,1360	1,473	-0,0507	0,0380
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>							
Libreville/Port-Genil	-0,2149	-0,749	-0,0269	-0,1280	-1,306	0,0477	-0,0358
Rural	0,2693	1,459	0,0337	0,1638	2,630*	-0,0610 *	0,0458*
<b>Var. communaut.</b>							
<i>1. Enfants</i>							
Fièvre <sup>13</sup>	0,0004	0,095	0,0000	0,0013	0,916	-0,0005	0,0004
Toux <sup>13</sup>	0,0001	0,038	0,0000	0,0011	0,890	-0,0004	0,0003
Diarrhée <sup>13</sup>	0,0039	0,736	0,0004	0,0019	1,468	-0,0001	0,0007
Vaccination <sup>14</sup>	-0,0101	-2,314*	-0,0012*	0,0025	-1,326	0,0007	-0,0005
<i>2. Femmes</i>							
Indice de Quételet <sup>15</sup>	0,0228	0,757	0,0028	0,0025	0,233	-0,0009	0,0007
Accouch. Assisté <sup>16</sup>	-0,0052	-1,467	-0,0060	-0,0008	-0,727	0,0003	-0,0002
$\sigma$	-						
$\mu$ (1) <sup>17</sup>	-			0,334	9,871*	-	-
<b>Hétéroscédasticité</b>							
Log nbre. enf. nés/fem.	0,7490	12,851*	0,1449*	-0,078	-1,571	0,0565	-0,0691
Log vraisemblance		-1829,49				-2552,21	
Chi-2 (sig)		336,59				157,71	
		(0,000)				(0,000)	
LM/LR <sup>18</sup>		262,46				87,48	
N		3345				3345	

(1) Modèle avec hétéroscédasticité multiplicative par rapport au log du nombre total d'enfants nés ; (2) La variable dépendante est le taux de mortalité infanto-juvénile - mortalité des moins de 5ans – défini comme la proportion des enfants nés au moins 5 ans avant la date de l'enquête et décédés avant leur cinquième anniversaire ; (3) La variable dépendante est égale à 1 si le taux de mortalité infanto-juvénile est supérieur à zéro ; (4) La variable dépendante est égale à 0,1 et 2 selon que le taux de mortalité infanto-juvénile est, respectivement: >0 et  $\leq 0,2$ ; >0,2; (5) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le  $t$  est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; (6) Deux effets marginaux sont seulement indiqués. Dérivés partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique pour la valeur 0 de la variable dépendante; (7) Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique pour la valeur la plus élevée -2- de la variable dépendante; (8) Oui=1 ; (9) Nombre d'années pour chaque niveau d'éducation- « spline » ; (10) Base=15-24 ans ; (11) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composantes principales- voir chapitre 2 ; base=riches; (12) Base=Autres villes ; (13) Proportion par cluster des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête, qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (Fièvre) ; (iii) de la toux (Toux); (14) Proportion par cluster du même groupe d'enfants ayant été vaccinés -BCG, Polio et DTCoq ; (15) Moyenne par cluster de l'indice de Quételet ou Indice de masse corporelle (IMC) des femmes ayant eu des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête ; (16) Pourcentage de femmes par cluster au cours des cinq dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié –médecin, infirmière, sage-femme; (17) Paramètres des seuils estimés ; (18) Test de Lagrange LM ou rapport de vraisemblance LR ; un LM ou LR<3,84 montre que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au nombre total d'enfants nés.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir de la base de données de l'enquête EDS 2000.

Par ailleurs, les différents tableaux mettent en évidence une relative homogénéité du pouvoir explicatif des modèles linéaire, Tobit et Probit ordonné. Le modèle Probit binaire, comparativement à ces derniers, notamment le modèle linéaire, revêt une portée limitée. Cette observation pourrait confirmer la supériorité des modèles linéaire, Tobit et Probit ordonné sur le modèle Probit binaire. A ce propos, d'ailleurs, Lachaud [2001a] défend, par exemple, la possibilité d'une primauté du modèle Tobit sur les modèles binaires lorsque les données sont censurées, le premier utilisant davantage d'informations que les seconds.

L'examen du tableau 1.2, ci-dessus, permet d'identifier plusieurs déterminants de la mortalité infanto-juvénile. Premièrement, comme l'on pouvait s'y attendre, la pauvreté appréhendée en termes d'actifs des ménages, à l'aide de l'analyse en composantes principales influence le taux de mortalité infanto-juvénile. Le modèle Tobit montre que lorsque l'on contrôle par les caractéristiques des mères –âge, instruction, etc.–, des ménages –structure, localisation spatiale– et un ensemble de variables communautaires liées aux enfants et aux mères, les taux de mortalité infanto-juvénile augmentent de 0,05 points environ dans les ménages pauvres– ceux appartenant aux 20 pour cent du bas de la distribution– et de 0,02 points dans les ménages intermédiaires (40 pour cent de la distribution), comparativement à ceux qui se situent dans le haut de la distribution – voir effets marginaux du modèle Tobit. On peut noter que les augmentations de taux sont deux fois plus importantes au regard des estimations du Probit binaire, puisqu'elles passent, respectivement, à environ 0,1 et 0,06 points. Par ailleurs, les estimations par Maximum de vraisemblance et Probit ordonné confirment partiellement ceux du modèle Tobit. En effet, dans les deux cas le coefficient associé à la variable relative au niveau de vie intermédiaire bien que positif n'est pas significatif.

Deuxièmement, les évidences empiriques inhérentes aux estimations des modèles linéaires, Tobit, et Probit ordonné suggèrent une relation inverse et significative entre l'éducation des mères et la mortalité des enfants. Ainsi, par exemple, les effets marginaux du modèle Tobit indiquent qu'une variation d'une année d'instruction secondaire ou plus des mères réduit le taux de mortalité infanto-juvénile de 0,01 point. L'estimation Probit ordonnée tend à confirmer ce résultat, le coefficient relatif à l'instruction secondaire étant négatif et significatif. Deux variables supplémentaires ont également été utilisées pour capturer l'instruction maternelle. D'une part, l'instruction primaire, toutes choses égales par ailleurs, exerce une influence sur la mortalité infanto-juvénile. D'après le modèle Tobit, par exemple,

la réduction de la mortalité infanto-juvénile consécutive à une année additionnelle du cycle primaire est de 0,0038. Dans l'ensemble, hormis le modèle Probit binaire qui ne confère aucune signification statistique<sup>107</sup> aux années d'instruction primaire, tous les autres modèles s'accordent sur le contraire. Toutefois, l'effet marginal dans le cadre de l'instruction primaire (0,0038) est relativement plus faible que dans celui qui prévaut pour l'instruction secondaire (0,0096). Ce résultat est contraire à ce qui a été observé en Ouganda par Ssewanyana et al. [2005]. L'étude de ces deux auteurs a trouvé que la relation mortalité instruction maternelle était plus sensible à l'aboutissement d'une scolarité primaire complète qu'à celle d'une scolarité secondaire.

Au fond, notre étude démontre qu'il n'existe pas un niveau d'éducation maternelle minimum qu'il est nécessaire d'atteindre avant que les avantages dans la survie des enfants ne commencent à croître. D'autre part, l'alphabétisation des femmes n'influence aucunement la mortalité infanto-juvénile. Ceci est une conclusion plutôt logique compte tenu du fort taux d'alphabétisation des femmes dans le pays –voir tableau A1.2 en annexe–. Dans ces conditions, la présente étude privilégie deux hypothèses principales inhérentes aux mécanismes par lesquels l'instruction de la mère influence la mortalité précoce de ses enfants. Nous supposons que l'accroissement des gains tirés du marché du travail, d'une part, de meilleures pratiques de soins à la maison, et une utilisation intensive des services de santé curatifs et préventifs, d'autres part, sont les deux mécanismes principaux qui expliquent comment l'instruction maternelle affecte la mortalité.

Troisièmement, l'âge de la mère constitue un déterminant majeur de la mortalité des moins de cinq ans. L'hypothèse généralement admise veut que la mortalité infanto-juvénile soit plus élevée parmi les enfants nés de mères très jeunes et parmi ceux nés de mères les plus âgées. Les modèles Tobit et Probit ordonné, combinés au modèle Probit binaire vérifient cette hypothèse, dans le cas du Gabon. Les modèles Tobit et Probit suggèrent une augmentation du risque de mortalité infanto-juvénile avec l'âge des mères, comparativement aux femmes âgées de 17–24 ans. C'est, précisément, à partir de 30 ans que l'accroissement de la mortalité infanto-juvénile avec l'âge des mères se manifeste. Ceci est sensiblement différent de ce qui a pu être observé, par exemple, au Burkina Faso, où l'effet de l'augmentation de l'âge des mères intervenait surtout à partir de 40 ans. Plus généralement, l'âge critique à partir duquel,

---

<sup>107</sup> Il n'est pas vain de signaler que, d'après le Probit binaire, le coefficient de l'instruction primaire reste négatif. Ainsi, la relation inverse entre l'instruction maternelle et le taux de mortalité infanto-juvénile continue de prévaloir.

le risque devient significatif semble être 35 ans. Ainsi, à partir des effets marginaux du modèle Tobit, on peut constater que par rapport aux femmes de la classe 17–24 ans, le taux de mortalité infanto–juvénile croît de 0,05 et de 0,09 points environ pour les mères appartenant, respectivement, aux classes 30–34 /35–39 ans et 40–44/45–49 ans. L'estimation Probit binaire confirme, de son côté, que le fait pour une femme d'accoucher très jeune augmente la probabilité que ses enfants décèdent avant l'âge de cinq ans. En effet, le modèle en question suggère que la probabilité de mortalité des enfants diminue de 0,04 points à peu près lorsque les mères ont 25–29 ans, comparativement aux plus jeunes. L'âge de la mère est un indicateur de maturité physique et psychologique, et aussi de l'expérience accumulée en matière de soins de santé. Pour les mères de 17–24 ans, il ne fait aucun doute que leur jeune âge ait joué directement et défavorablement sur le risque de décès de leurs enfants. Nous devons également avoir à l'esprit le fait que les différences entre deux groupes d'âge, notamment entre les mères les plus jeunes et les mères les plus âgées, sont en partie attribuables à l'incidence du processus de développement gabonais. Dans cette perspective, les familles les plus jeunes ont probablement eu un meilleur accès quantitatif et qualitatif– aux infrastructures sanitaires. En d'autres termes, les femmes les plus âgées ont eu non seulement davantage d'enfants, mais également une proportion plus importante de décès parmi ces derniers.

Quatrièmement, l'âge en année ainsi que l'âge au carré du mari/conjoint, exercent un impact sur le taux de mortalité infanto–juvénile. Les résultats du modèle linéaire montrent que la mortalité infanto–juvénile est inversement et significativement corrélée avec l'âge du mari/conjoint. Ceci tend à indiquer que le taux de mortalité infanto–juvénile diminue avec l'âge du mari/conjoint. Les mêmes résultats trouvent, au contraire, que le risque de mortalité infanto–juvénile augmente au-delà d'un certain âge du mari/conjoint, le coefficient inhérent à l'âge au carré de ce dernier étant positif et significatif. L'existence d'un effet net propre à l'âge du père demeure un résultat surprenant et devrait être interprété avec prudence. En effet, l'influence de l'âge du père sur la mortalité n'est pas souvent examinée. D'ailleurs, les estimations Tobit, Probit et Probit binaire ne vont pas dans le sens d'une influence significative de l'âge du père. Cependant, dans ces modèles, le sens des corrélations entre l'âge, l'âge au carré du mari/conjoint et le quotient de mortalité infanto–juvénile est toujours le même qu'auparavant, c'est-à-dire négatif pour l'âge et positif concernant l'âge au carré.

Cinquièmement, le milieu de résidence apparaissait déjà dans les analyses descriptives comme étant une caractéristique discriminante de la mortalité infanto–juvénile, et l'analyse économétrique précise son rôle. D'abord, les statistiques descriptives inhérentes au tableau

A2.1 en annexe, révélaiient que, comparativement aux Autres villes, les taux de mortalité sont plus élevés en milieu rural et à Libreville/Port–Gentil. Et, finalement, les estimations économétriques, à l’exception de l’estimation Probit binaire, confirment une partie de ce résultat. En effet, le modèle Tobit suggère que, toutes choses égales par ailleurs, le taux de mortalité infanto–juvénile croît de 0,026 points en zone rurale, comparativement aux Autres villes. Par contre, la différence de taux de mortalité observée entre les Autres villes et Libreville/Port–Gentil lors de l’analyse descriptive n’est pas statistiquement significative. De plus, le coefficient se rapportant à Libreville/Port–Gentil demeure toujours négatif.

Sixièmement, la présente étude met en évidence l’impact d’une variable communautaire sur les six variables prises en compte. Cette variable qui est la vaccination apparaît comme un facteur important dans l’explication de la mortalité des enfants de moins de cinq ans. Ainsi, l’estimation Probit binaire indique, toutes choses égales par ailleurs, qu’une hausse de la proportion par cluster du nombre d’enfants vaccinés contre le BCG, la polio et le DTCoq diminue la probabilité de décéder avant l’âge de cinq ans. Ce résultat empirique vient appuyer les conclusions du Bilan Commun de pays (2001) qui avait identifié la faible couverture des prestations sanitaires de base, y compris la couverture vaccinale, comme une des causes immédiates du mauvais état de santé des populations. Les statistiques concernant la couverture vaccinale sont elles–mêmes très éloquents. Par exemple, en 2000 – date à laquelle les données à la base de notre étude ont été collectées– seulement 17 pour cent des enfants de 12–23 étaient complètement vaccinés contre les maladies cibles du programme élargi de vaccination (PEV)<sup>108</sup>.

A ce niveau, nos résultats suggèrent quelques commentaires relativement à la non significativité statistique des variables niveau d’éducation du père, sexe du chef de ménage et présence du mari/conjoint.

Concernant le niveau d’éducation du père, notre hypothèse de départ était que l’instruction du mari/conjoint agirait significativement sur la mortalité. Il existe dans la littérature des études qui ont trouvé que l’instruction du père avait un impact significatif sur la mortalité des enfants [Hobcraft et al. 1984 ; Nations Unies, 1985]. Ces études ont aussi montré que, si globalement, l’impact de l’éducation du père sur la mortalité des enfants était de moindre ampleur que celui de l’instruction maternelle, l’Afrique subsaharienne constituait

---

<sup>108</sup> Le PEV a été mis en place au Gabon en 1978. Les maladies cibles sont ; la tuberculose, la poliomyélite, la diphtérie, la coqueluche, le tétanos et la rougeole.



une exception dans la mesure où l'éducation du père était souvent la caractéristique socio-économique des parents la plus fortement corrélée à la mortalité.

S'agissant du sexe du chef de ménage, il est probable que celui-ci soit étroitement corrélé à la présence du mari/conjoint, car les mères ayant un partenaire permanent vivent généralement dans des ménages gérés par les hommes. Ce faisant, le sexe du chef de ménage perdrait dans une certaine mesure en significativité statistique. Le manque de signification statistique des variables communautaires que sont la diarrhée, la fièvre et la toux est aussi intéressant à observer. En particulier, dans la mesure où en 2000, les diarrhées, le paludisme<sup>109</sup> et la pneumonie, par exemple, étaient à l'origine de 48 pour cent des décès d'enfants de moins de cinq ans<sup>110</sup>, ce statut des variables communautaires laisse perplexe. Pour nous, l'absence de significativité des coefficients des variables communautaires s'explique en partie parce que le contrôle par le milieu de résidence capte probablement une partie de l'effet de ces variables.

## 2. Déterminants de la mortalité infantile

Le tableau 2.2 résume les estimations économétriques des déterminants de la mortalité infantile, pour l'échantillon total. Les résultats relatifs aux échantillons de ménages gérés par les femmes et par les hommes sont affichés respectivement aux tableaux A6.2 et A8.2 en annexe. A cet égard, l'étude suggère l'existence de *déterminants* socio-économiques et démographiques communs entre la mortalité infantile et la mortalité infanto-juvénile, examinée plus tôt. C'est ainsi que l'estimation Tobit montre que le taux de mortalité infantile est directement lié- comme le quotient de mortalité infanto-juvénile- au niveau de vie, à l'âge de la mère, à l'instruction maternelle, au milieu de résidence et à la couverture vaccinale.

Par ailleurs, l'ampleur des effets marginaux des précédents facteurs est cette fois plus faible que ce qui prévaut dans l'estimation de la mortalité infanto-juvénile, excepté celle de l'instruction primaire de la mère- Tobit et Probit ordonné. Ceci tend à indiquer que la mortalité infantile est moins sensible aux écarts de niveau de vie des ménages et d'instruction des femmes, à l'âge de la mère, au milieu de résidence et la vaccination. Cette différence est particulièrement flagrante en ce qui concerne la vaccination. Par exemple, l'effet marginal du modèle Tobit pour la variable vaccination est de 0,0003 contre 0,023 pour la mortalité

---

<sup>109</sup> La principale manifestation du paludisme est l'accès de fièvre.

<sup>110</sup> OMS (2006).

infanto-juvénile. Lachaud [2001a], en analysant les déterminants des taux de mortalité des enfants aux Comores est parvenu à ce constat général.

**Tableau 2.2 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations par le maximum de vraisemblance des déterminants de la mortalité infantile <1 an - Gabon 2000**

Paramètres	Maximum de vraisemblance <sup>1,2</sup>		Tobit <sup>1,2</sup>		Ef. mg.
	$\beta$	$t^5$	$\beta$	$t^5$	
<b>Variabes</b>					
<b>Constante</b>	0,0801	1,418*	-0,5699	-1,258	-0,0739
<b>Alphab.femmes<sup>8</sup></b>	0,0020	0,227	0,0320	0,101	0,0009
<b>Educ femmes<sup>9</sup></b>					
Primaire	-0,0050	-2,360*	-0,0228	-1,740**	-0,0038**
Secondaire	-0,0032	-2,164*	-0,0261	-5,245*	-0,0096*
<b>Age des femmes<sup>10</sup></b>					
25-29 ans	-0,0049	-0,475	0,0352	1,037	0,01288
30-34 ans	0,0016	0,153	0,1111	3,447*	0,0450*
35-39 ans	0,0097	0,870	0,1754	4,385*	0,0594*
40-44 ans	0,0229	1,962*	0,2477	6,051*	0,0844*
45-49 ans	0,0325	2,581*	0,2650	6,173*	0,0910*
<b>Pres. mari/conj.<sup>8</sup></b>	-0,0001	-0,014	0,1106	-0,114	-0,0009
<b>Femme chef<sup>8</sup></b>	0,0077	0,999	0,0298	-0,066	-0,0005
<b>Educ. Mari/conj.<sup>9</sup></b>					
Primaire	0,0015	1,122	0,0138	1,540	0,0022
Secondaire	0,0006	0,675	-0,0013	-0,293	-0,0003
<b>Age du mari/conj.</b>					
Age	-0,0027	-1,347	-0,0090	1,064	-0,0022
(Age) <sup>2</sup>	0,0028	1,347	0,0092	1,065	0,0023
<b>Niv. de vie ménage<sup>11</sup></b>					
Pauvres	0,0397	2,450*	0,1995	2,783*	0,0477*
Intermédiaires	0,0164	1,371	0,0991	1,768**	0,0225**
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>					
Libreville/Port-Genil	-0,0039	-0,308	-0,0634	-1,330	-0,0181
Rural	0,0244	3,077*	0,1046	3,159*	0,0262*
<b>Var. communaut.</b>					
<b>1. Enfants</b>					
Fièvre <sup>13</sup>	0,0003	1,986*	0,0014	1,352	0,0003
Toux <sup>13</sup>	-0,0000	-0,084	-0,0001	0,666	0,0001
Diarrhée <sup>13</sup>	0,0002	0,932	0,0014	1,197	0,0003
Vaccination <sup>14</sup>	-0,0004	-2,437*	-0,0020	-1,158	-0,0002
<b>2. Femmes</b>					
Indice de Quételet <sup>15</sup>	0,0011	0,816	0,0064	0,182	0,0003
Accouch. Assisté <sup>16</sup>	0,0000	0,517	-0,0000	0,442	-0,0001
$\sigma$	0,1928	3,623*	0,5757	15,434*	-
$\mu$ (1) <sup>17</sup>	-	-	-	-	-
<b>Hétéroscédasticité</b>					
Log nbre. enf. nés/fem.	-0,340	-9,139*	-0,0835	-10,023*	-0,0533*
Log vraisemblance		1515,71		-1695,25	
Chi-2 (sig)		107,20 (0,000)		- 1,25	
LM/LR <sup>18</sup>		107,20		3345	
N		3345			

Dans ce contexte, l'instruction des femmes en tant que déterminant commun aux deux quotients de mortalité est particulièrement intéressante à examiner. Ce que suggère notre étude, tout comme celles de Hobcraft et al. [1984], et Cleland et Van Ginneken [1988], c'est que l'impact de l'instruction maternelle sur la mortalité augmente avec l'âge de l'enfant. Une explication, souvent avancée, consiste à dire que les facteurs biologiques plutôt que les pratiques de soins jouent un important rôle dans la détermination de la mortalité des très

jeunes enfants. D'où le relativement plus faible impact des facteurs non biologiques, telle l'instruction des femmes sur la mortalité infantile –décès au cours de la première année de vie. Ainsi, à mesure que les enfants grandissent l'influence sur la santé des facteurs environnementaux et des pratiques des soins –deux des mécanismes par lesquels l'instruction maternelle affecte la mortalité– devient importante (Cleland et Van Ginneken, 1988). Dans notre étude, cette observation semble prévaloir pour l'instruction secondaire mais, pas pour l'instruction primaire. En effet, l'impact de l'instruction primaire ne se renforce pas avec l'âge, bien au contraire. Les estimations Tobit et Probit ordonné affichent des effets marginaux pour l'instruction primaire légèrement au dessus de ceux concernant l'instruction secondaire. Par ailleurs, l'examen de la mortalité infanto–juvénile, attribuait une influence relativement faible aux années d'instruction primaire de la mère, comparées à celles de l'instruction au secondaire. Les effets marginaux de l'estimation Tobit étaient de 0.0038 et de 0.0096, respectivement pour l'instruction primaire et pour l'instruction secondaire. Or, force est de constater que dans l'étude de la mortalité infantile, l'instruction primaire de la maman exerce un impact comparable à celui de l'instruction secondaire ou plus.

L'étude de la mortalité infantile, comme celle de la mortalité infanto–juvénile, reconnaît le rôle majeur joué par l'âge de la mère. Notons, cependant, que contrairement à ce qui a été observé auparavant, il n'existe plus de différence statistiquement significative dans le risque de mourir avant la première année pour les enfants de femmes âgées de 25–29 ans, comparé à ceux des femmes de 17–19 ans.

Les données sur toutes les femmes ayant eu des naissances au moins cinq ans avant la date de l'enquête mettent également en évidence deux déterminants spécifiques à la mortalité infantile : l'instruction primaire du mari/conjoint, la fièvre et la moyenne par cluster de l'indice de masse corporelle des femmes ayant eu des enfants avant l'enquête.

Concernant *l'instruction primaire du mari/conjoint*, les modèles Tobit et Probit binaire suggèrent une relation statistiquement significative entre le taux de mortalité infantile et l'instruction primaire du mari/conjoint. Cependant, le coefficient associé à la variable instruction primaire du mari/conjoint est positif. Ceci ne va pas dans le sens attendu, car cela implique que pour une femme, cette caractéristique du mari/conjoint augmente le risque de mortalité infantile parmi ses enfants. Toutefois, on pourrait expliquer cette situation de deux façons. D'une part, parce que les hommes ayant un niveau d'instruction primaire gagneront probablement moins bien leur vie sur le marché du travail, et, d'autre part, parce qu'ils sont

plus souvent en couple avec des femmes encore moins éduquées ayant un statut économique encore plus défavorisé.

**Tableau 2.2 (suite): Coefficients de régression et effets marginaux des estimations par le maximum de vraisemblance des déterminants de la mortalité infantile <1 an ; échantillon=ensemble des ménages - Gabon 2000**

Paramètres Variables	Probit binaire <sup>1,3</sup>		Probit ordonné <sup>1,4</sup>				
	$\beta$	$t^5$	Ef. mg	$\beta$	$t^5$	Ef. mg(0) <sup>6</sup>	Ef. mg.(2) <sup>7</sup>
<b>Constante</b>	-2,0051	-0,2222	-0,2440	-0,0423	1,925**	0,0000	0,0000
<b>Alphab. femmes<sup>8</sup></b>	0,0909	0,6440	0,0190	0,0601	0,656	-0,0167	0,0125
<b>Educ. femmes<sup>9</sup></b>							
Primaire	-0,1131	-2,310*	-0,0131*	-0,0537	-2,661*	0,0156*	-0,0111*
Secondaire	-0,0308	-0,631	-0,0018	-0,0389	-2,724*	0,0108*	-0,0080*
<b>Age des femmes<sup>10</sup></b>							
25-29	-0,3084	-1,329	-0,0302	0,0965	1,016	-0,0299	0,0226
30-34	-0,2226	-1,033	-0,0271	0,1956	1,902**	-0,0562**	0,0425**
35-39	0,2144	0,911	0,0263	0,3160	3,102*	-0,0978	0,0745*
40-44	0,0650	0,264	0,0057	0,4616	4,181*	-0,1412*	0,1133*
45-49	0,2792	1,019	0,1685	0,5555	4,809*	-0,1807*	0,1427*
<b>Pres. Mari/conj<sup>8</sup></b>	0,0896	0,523	0,0116	-0,0462	-0,532	0,0036	-0,0020
<b>Femme chef<sup>9</sup></b>	-0,0311	-0,216	-0,0043	-0,0118	-0,023	0,0051	-0,0037
<b>Educ. mari/conj<sup>9</sup></b>							
Primaire	0,0816	2,431*	0,0100*	0,0333	1,479	-0,0099	0,0074
Secondaire	-0,0193	-0,843	-0,0023	-0,0079	-0,752	0,0020	-0,0013
<b>Age du mari/conj.</b>							
Age	-0,0547	-1,332	-0,0064	-0,0216	-1,171	0,0531	-0,0047
Age <sup>2</sup>	0,0560	1,3300	0,0065	0,1352	1,172	-0,0075	0,0049
<b>Niv. de vie ménage<sup>11</sup></b>							
Pauvres	0,8514	2,454*	0,9051*	0,3803	2,491*	-0,1051	0,095*
Intermédiaires	0,3933	1,598**	0,0479**	0,2023	2,265*	-0,0429	0,0473*
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>							
Libreville/Port- Gentil	-0,2004	-0,697	-0,0248	-0,1584	-1,468	0,0515	-0,0287
Rural	0,2542	1,387	0,0302	0,2279	2,984*	-0,0654	0,0492*
<b>Var. communautaires</b>							
<i>1. Enfants</i>							
Fièvre <sup>13</sup>	0,0030	0,643	0,0003	0,0022	1,508	-0,0009	0,0007
Toux <sup>13</sup>	0,0029	1,013	0,0005	0,0000	0,501	-0,0000	0,0000
Diarrhée <sup>13</sup>	0,0058	1,068	0,0006	0,0034	1,492	-0,0004	0,0009
Vaccination <sup>14</sup>	-0,0119	-2,211*	-0,0011*	0,0046	-2,097*	0,0006*	-0,0004*
<i>2. Femmes</i>							
Indice de Quételet <sup>15</sup>	0,0563	1,751**	0,0068**	0,0218	1,452	-0,0054	0,0050
Accouch. assisté <sup>16</sup>	-0,0004	-0,269	-0,0000	-0,0007	-0,395	0,0001	0,0002
$\sigma$	-	-	-	0,5992	19,853*	-	-
$\mu$ (1) <sup>17</sup>	-	-	-	0,3007	15,414*	-	-
<b>Hétéroscédasticité</b>							
Log nbre. enf. nés/fem.	0,6335	13,029*	0,1499	-0,0513	-2,586*	0,0151	-0,0307
Log vraisemblance		-1872,37			2659,60		
Chi-2 (sig)		3336,59			157,71		
		(0,000)			(0,000)		
LM/LR <sup>18</sup>		245,65			233,11		
N		3345			3345		

(1) Modèle avec hétéroscédasticité multiplicative par rapport au log du nombre total d'enfants nés ; (2) La variable dépendante est le taux de mortalité infantile - mortalité des moins de 1 an - défini comme la proportion des enfants nés au moins 5 ans avant la date de l'enquête et décédés avant leur premier anniversaire ; (3) La variable dépendante est égale à 1 si le taux de mortalité infantile est supérieur à zéro ; (4) La variable dépendante est égale à 0,1 et 2 selon que le taux de mortalité infantile est, respectivement: >0 et ≤0,2; >0,2; (5) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le  $t$  est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur-type ; (6) Deux effets marginaux sont seulement indiqués. Dérivés partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique pour la valeur 0 de la variable dépendante; (7) Dérivés partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique pour la valeur la plus élevée -2- de la variable dépendante; (8) Oui=1 ; (9) Nombre d'années pour chaque niveau d'éducation-« spline » ; (10) Base=15-24 ans ; (11) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composantes principales- voir chapitre 2 ; base=riches; (12) Base=Autres villes ; (13) Proportion par cluster des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête, qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (Fièvre) ; (iii) de la toux (Toux); (14) Proportion par cluster du même groupe d'enfants ayant été vaccinés -BCG, Polio et DTC0q ; (15) Moyenne par cluster de l'indice de Quételet ou Indice de masse corporelle (IMC) des femmes ayant eu des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête ; (16) Pourcentage de femmes par cluster au cours des cinq dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié -médecin, infirmière, sage-femme ; (17) Paramètres des seuils estimés ; (18) Test de Lagrange LM ou rapport de vraisemblance LR ; un LM ou LR < 3,84 montre que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au nombre total d'enfants nés.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir de la base de données de l'enquête EDS 2000.

Concernant *la fièvre*, l'estimation Tobit indique que la proportion par grappe des enfants ayant eu la fièvre durant les deux dernières semaines a une influence nette sur le quotient de mortalité infantile. Cette variable est de nature à accroître le risque de mortalité durant la première année de vie des enfants.

S'agissant de la moyenne par cluster de l'indice de masse corporelle des femmes ayant eu des enfants avant l'enquête, l'estimation Probit binaire indique que cette dernière tend à rehausser le risque de mortalité infantile. Signalons toutefois que les résultats des trois autres modèles ne mettent pas en évidence un impact significatif de la variable en question.

## **Conclusion du deuxième chapitre**

Fondée sur l'enquête démographique et de santé du Gabon de 2000, la présente étude propose une analyse des déterminants de la mortalité des enfants, suivant une approche où la femme est l'unité d'analyse. Dans cette perspective, le travail a consisté, d'une part, en une analyse descriptive et, d'autre part, en une analyse économétrique. Plusieurs conclusions ressortent de l'étude.

L'analyse descriptive a d'abord permis de relever que les quotients de mortalité des enfants pour l'échantillon de l'ensemble des femmes ayant des enfants nés vivants cinq ans avant le début de l'enquête atteignaient de 88 et de 66 pour mille, respectivement, pour la mortalité infanto-juvénile et pour la mortalité infantile. Ensuite, l'analyse descriptive a mis en évidence l'existence de disparités de niveau de mortalité qui sont d'origines diverses. Un des différentiels de taux de mortalité des enfants est celui associé à la stratification socio-économique. Ainsi, les taux de mortalité infanto-juvénile et infantile sont plus élevés chez les pauvres que chez les non pauvres. En revanche, ces taux de mortalité chez les riches sont supérieurs à ceux observés chez les intermédiaires. Des écarts de taux de mortalité, encore plus importants que ceux liés à la stratification socio-économique, sont associés au milieu de résidence. C'est ainsi que les ménages habitant le milieu rural enregistrent un niveau de mortalité des enfants supérieur à celui des ménages résidant à Libreville/ Port Gentil. En fait, quel que soit le type de mortalité, les ménages vivant dans les villes secondaires sont ceux chez qui la mortalité des enfants est la plus faible, vu qu'elle est légèrement en dessous de celle observée à libreville/ port-Gentil. D'autres différentiels de mortalité comme ceux inhérents à l'âge des femmes ou à leur éducation semblent également prévaloir. A cet égard, les femmes plus âgées tendent à avoir moins d'enfants décédés avant leur cinquième

anniversaire –mortalité infanto–juvénile– et leur premier anniversaire–mortalité infantile–. Par ailleurs, si chez les femmes ayant achevé leur cycle primaire les taux de mortalité infanto–juvénile et infantile sont un peu moins élevés que la moyenne nationale, l’idéal reste d’acquiescer le niveau d’éducation secondaire ou plus. En effet, c’est à partir de ce niveau là que les taux de mortalité s’écartent véritablement de ceux observés au niveau national ou encore chez les femmes qui sont simplement alphabétisées. Par ailleurs, l’analyse descriptive trouve des écarts relativement faibles de taux de mortalité infanto–juvénile et infantile selon le genre du chef de ménage, les ménages gérés par les femmes étant défavorisés. En examinant en profondeur ces différences de genre, on a constaté qu’elles étaient en fait hétérogènes. La mortalité des enfants dans les ménages gérés par les femmes est plus élevée que dans les ménages gérés par les hommes surtout chez les pauvres, dans les villes et chez les mères alphabètes. Il semble, en outre, que la distribution de la mortalité des enfants en fonction du sexe du chef de ménage est d’autant plus défavorable aux ménages féminins que les mères ont un faible niveau d’éducation. Par contre, quel que soit l’âge des mères, les ménages féminins restent défavorisés.

L’analyse économétrique a précisé les liens qui semblaient apparaître au niveau descriptif, et permet de formuler plusieurs conclusions. Premièrement, le choix des modèles économétriques se révèle important pour l’étude de la mortalité des enfants. Plus exactement, l’étude montre qu’en présence de données censurées, le modèle Tobit –avec hétéroscédasticité multiplicative par rapport au nombre total d’enfants nés par femme– produit davantage d’informations que les modèles linéaire ou Probit.

Deuxièmement, l’étude démontre qu’une analyse économétrique en termes de genre n’est pas justifiée. Les résultats du test de Chow permettent de conclure que les ménages gérés par les femmes et ceux contrôlés par les hommes ne se comportent pas différemment en matière de soins de santé.

Troisièmement, l’examen des déterminants de la mortalité des enfants indique tout d’abord que le niveau de vie des ménages en termes d’actifs est un facteur de cette mortalité, cette dernière étant d’autant plus élevée que les groupes sont pauvres. Ensuite, on trouve que l’éducation des femmes est un déterminant de la mortalité infanto–juvénile et infantile. L’impact du niveau d’instruction secondaire des mères sur la mortalité des enfants est plus important que celui du niveau d’instruction primaire. D’autre part, on notera que seule l’éducation primaire des maris/conjoints exerce un effet sur la mortalité infantile. Toutefois,

cet effet est, contrairement à nos attentes, négatif. En outre, l'âge de la mère influence à la fois la mortalité infanto-juvénile et infantile, tandis que l'âge du père n'a d'impact que sur la mortalité infanto-juvénile. Par ailleurs, l'étude démontre que le milieu de résidence rural affecte négativement les taux de mortalité infanto-juvénile et infantile, et qu'il n'y a pas de différence statistiquement significative entre la proportion de décès d'enfants relevée à Libreville/Port-Gentil et celle observée dans les Autres villes. Enfin, deux facteurs communautaires, à savoir, l'insuffisance de vaccination et l'incidence de la fièvre, exercent un impact négatif sur la santé des enfants. Cependant, alors que la vaccination est négativement associée à la mortalité infanto-juvénile et infantile, la fièvre n'a d'influence que sur la mortalité infantile.

Chapitre 3 : PAUVRETE, MALNUTRITION  
DES ENFANTS ET GENRE



La malnutrition est un problème de santé publique majeur. Dans le monde en développement, un enfant de moins de cinq ans sur quatre – 27 pour cent – souffre d’insuffisance pondérale, soit au total quelques 146 millions d’enfants. Près des trois quarts de ces enfants vivent dans 10 pays [OMS, 2005]. Au-delà de ces statistiques, certes insupportables, ce sont les énormes conséquences de la malnutrition qui révèlent la profondeur du problème. La malnutrition est, d’abord et avant tout, la cause sous-jacente d’environ 53 pour cent des décès d’enfants de moins de cinq ans (12 millions) intervenant chaque année dans le monde en développement [UNICEF, 2006]. Les enfants dénutris ont aussi une moindre résistance aux infections et risquent plus de succomber à des maladies de l’enfance courantes comme la diarrhée et les infections respiratoires. De plus, pour les survivants, les conséquences de la malnutrition peuvent se traduire sous formes d’atteintes irréversibles à leur développement cognitif et physique.

Au Gabon, la malnutrition demeure une réalité en dépit des engagements sans cesse renouvelés des gouvernements à faire de la promotion et la protection de la santé de la mère et de l’enfant une des priorités de l’action sanitaire. *Le retard de croissance*, qui représente la forme de malnutrition la plus fréquente au Gabon, affecte en moyenne plus de 20 pour cent des enfants de moins de cinq ans et presque 7 pour cent le présentent sous sa forme sévère<sup>111</sup>. D’après l’OMS [2010], sur la période 2000-2009, parmi les enfants de moins de cinq ans 26,30 pour cent souffrent de retard de croissance. Ce niveau moyen de prévalence du retard de croissance reste relativement faible à côté de ceux de certains pays d’Afrique subsaharienne les plus mal placés comme le Burkina Faso (44,50 pour cent) ou l’Ethiopie (50,70 pour cent)<sup>112</sup>. Notons qu’il se révèle, tout de même, supérieur à celui constaté au Sénégal (20,10

---

<sup>111</sup> EDSG [2000] ; OMS [2010].

<sup>112</sup> Estimations fournies par l’OMS [2010], pour la période 2000-2009.

pour cent). De surcroît, alors même que les principaux indicateurs de santé (taux de mortalité maternelle, infanto–juvénile et infantile, par exemple) progressent lentement voire stagnent au Gabon depuis 1990, la proportion d’enfants accusant des retards de croissance semble en nette augmentation. En effet, le Premier *Rapport national sur les OMD* du Gabon indique que le pourcentage d’enfants de moins de cinq ans atteints de retard de croissance qui était estimé à 10 pour cent en 1993, est passé à 21 pour cent en 2000 [Ministère de la Planification et de la Programmation du Développement, 2003]. Ensuite, l’OMS [2010] confirme cette tendance défavorable en indiquant que, sur la période 2000-2009, le retard de croissance concernait 26,30 pour cent des enfants de moins de cinq ans. La prévalence des cas d’enfants de moins de cinq ans présentant une *insuffisance pondérale* au Gabon est, d’après les estimations les plus récentes de l’OMS, de 8,80 pour cent, la forme grave concernant 2 pour cent des enfants. Il s’agit de la mesure la plus souvent utilisée par les services de santé pour suivre les progrès nutritionnels et la croissance des enfants. Le pourcentage d’enfants de moins de cinq ans présentant une insuffisance pondérale est l’un des indicateurs choisis lors du sommet du Millénaire pour mesurer les progrès en vue d’atteindre la deuxième cible du premier OMD<sup>113</sup>. Le Gabon a, avec l’Afrique du Sud, le taux d’insuffisance pondérale le plus faible d’Afrique subsaharienne. Néanmoins, ces résultats demeurent préoccupants puisque les niveaux observés notamment pour la forme modérée, sont largement supérieurs à ceux que l’on s’attend à trouver dans une population en bonne santé et bien nourrie (respectivement 2,30 pour cent et 0,10 pour cent). L’émaciation qui constitue une forme de malnutrition bien connue, est peu rependue au Gabon. La prévalence de l’émaciation est estimée à 3 pour cent chez enfants de moins de cinq ans [OMS, 2010]. Dans ce contexte, inévitablement, la question de savoir si la malnutrition était une crise insurmontable a maintes fois été posée. Certains chercheurs comme André Briend [1996] pensent que non. En 1996, ce dernier, tout en reconnaissant que la malnutrition grave de l’enfant était une affection de prévention difficile, affirmait qu’elle était –dans un avenir proche– techniquement éradicable. Les choses ne sont pourtant pas aussi simples car les moyens pour s’attaquer à la malnutrition sont toujours sujets à débat [Bouville, 2003]. Aujourd’hui, les donateurs et les gouvernements nationaux, conformément aux Objectifs du Millénaire pour le Développement mettent l’accent sur la réduction plutôt que l’éradication de la malnutrition. Réduire la malnutrition demeure un but réaliste au regard des résultats obtenus ces trente dernières années : la proportion d’enfants présentant une insuffisance pondérale dans les pays en développement a

---

<sup>113</sup> Cette cible consistant à réduire de moitié la proportion de la population qui souffre de la faim, entre 1990 et 2015.

été ramenée de 33 pour cent à 28 pour cent entre 1990 et 2004. Relativement à sa situation, le Gabon s'est fixé comme objectif majeur de ramener la proportion d'enfants de moins de cinq ans présentant un retard de croissance de 21 à 10 pour cent entre 2000 et 2015. Mais, pour réduire la malnutrition on doit comprendre ses causes [Smith et Haddad, 2000].

A l'évidence, la pauvreté, sans cesse croissante au Gabon, apparaît comme un déterminant important qui risque fort de contraindre l'objectif de réduction de la malnutrition. On sait depuis longtemps que la malnutrition est une conséquence de la pauvreté [UNICEF, 1998 ; Briend, 1996]<sup>114</sup>. La pauvreté accroît la malnutrition en réduisant l'accès des individus à la nourriture et en augmentant leur exposition à la maladie [Marini et Gragnolati, 2003]. Au Gabon, la pauvreté absolue frappe 33 pour cent de la population<sup>115</sup>. En fait, la malnutrition est fondamentalement perçue comme un phénomène complexe. Ce qui signifie qu'elle est le produit de l'interaction de beaucoup de facteurs. Parmi ces facteurs compte, évidemment mais pas seulement, la pauvreté. D'une manière générale, l'impact de ces facteurs sur l'état nutritionnel reste largement méconnu.

Ce travail a pour objectif global l'étude des déterminants du statut nutritionnel des enfants âgés de moins de cinq ans au Gabon. Pour ce faire, nous nous appuyerons sur l'EDSG de 2000. A notre connaissance aucun autre travail n'a exploité ces données pour identifier les facteurs explicatifs de la malnutrition. La présente étude tente donc d'y remédier en se focalisant sur l'importance de la pauvreté (mesurée en termes d'actifs des ménages).

Le présent travail est composé de deux sections, chacune répondant à un but bien précis. Dans la première section, nous développons les concepts et la méthodologie adoptés dans cette étude. Dans la deuxième section, nous entreprenons une analyse empirique qui nous permettra de dégager, d'une part, les différentes caractéristiques de la malnutrition des enfants au Gabon, et d'autre part, certains de ses facteurs explicatifs. A cet égard, comme dans le deuxième chapitre, nous conduisons une analyse selon le genre. Ainsi, nous examinons l'incidence et les caractéristiques de la malnutrition séparément dans les ménages gérés par les hommes et dans ceux gérés par les femmes. Evidemment, l'appréhension des facteurs explicatifs dans chaque catégorie de ménages est conditionnée par les résultats du test de Chow.

---

<sup>114</sup> Il est de plus en plus évident que c'est également l'une de ses causes

<sup>115</sup> Ce chiffre est le résultat de l'Enquête Gabonaise pour l'Evaluation et le suivi de la Pauvreté (EGEP) menée en 2005.

## **I. Concepts et Méthodologie**

Les concepts et la méthodologie qui fondent la présente étude sont l'objet de la présente section.

### **A. Définitions et mesures**

#### **1. Définitions**

L'UNICEF [1998] explique que : «*à son niveau le plus fondamental, la malnutrition est une conséquence de la maladie et d'un apport alimentaire inadéquat* ». Mais, toujours d'après l'UNICEF, «*en dehors des caractéristiques physiologiques, beaucoup d'autres éléments – d'ordre social, politique, économique, culturel – entrent en jeu* ». Il n'est donc pas surprenant qu'il existe de nombreuses visions du problème de malnutrition, et que chaque société en ait une compréhension différente, toujours empreinte d'une part de subjectivité [Briend, 1998]. La malnutrition est donc un phénomène difficile à conceptualiser. Cependant, dans ces circonstances, De Onis et al. [1993]<sup>116</sup> suggèrent que l'évaluation de la croissance est la seule mesure qui définit le mieux la santé et le statut nutritionnel des enfants car les troubles dans la santé et la nutrition, indépendamment de leur étiologie, affectent inmanquablement la croissance de l'enfant. Ainsi, l'anthropométrie occupe t-elle une place de choix dans l'évaluation du statut nutritionnel.

#### **2. Mesures de la malnutrition : les indicateurs anthropométriques**

Il existe différents modes d'évaluation du statut nutritionnel des enfants. Il peut être mesuré à partir d'indicateurs cliniques, biochimiques ou anthropométriques. Aujourd'hui, l'approche anthropométrique reste le moyen d'évaluation du statut nutritionnel le plus employé. D'ailleurs L'OMS [1993]<sup>117</sup> soutient que la description de l'état nutritionnel d'une population repose principalement sur la présentation de résultats d'enquêtes anthropométriques effectuées chez les enfants. L'approche basée sur l'anthropométrie présente, en effet, plus d'avantages, comparée aux deux autres méthodes<sup>118</sup>. En effet, alors que l'utilité des indicateurs biochimiques et cliniques n'apparaît seulement que dans les cas de malnutrition sévère, celle des mesures anthropométriques est reconnue à la fois en présence de cas de malnutrition grave et modérée. De même, les mesures anthropométriques ne se

---

<sup>116</sup> Cité par Wagstaff, Watanabe [2000].

<sup>117</sup> Cité par Briend [1998].

<sup>118</sup> De Onis [2000] ; Setboonsarng [2005].

généralisent pas ; elles sont moins coûteuses et faciles à obtenir par rapport aux deux autres. Par ailleurs, les indicateurs anthropométriques, en incluant les variables reliées à la croissance et au développement, reflètent à la fois l'histoire nutritionnelle ancienne et récente. Ceci n'est pas le cas des mesures alternatives qui sont, pour la plupart, affectées par le statut nutritionnel récent. Pour toutes ces raisons, notre étude se focalisera donc naturellement, sur les indicateurs anthropométriques.

De toutes les mesures anthropométriques, ce sont les indices poids-pour-âge, poids-pour-taille et taille-pour-âge qui sont habituellement retenus pour évaluer l'état nutritionnel des enfants. Ces trois mesures offrent un profil complet de la malnutrition [Wagstaff et Watanabe, 2000]. En effet, chaque mesure anthropométrique capture différents aspects de la malnutrition.

Tout d'abord, *le retard de croissance* ou *malnutrition chronique* traduit un état de déficience nutritionnelle attribué, généralement, à de fréquents épisodes de malnutrition aiguë- notamment la malnutrition protéino-énergétique- ou à de longues périodes de déficience alimentaire, souvent combinés à une mauvaise santé persistante ou périodique dans les premières années de la vie. Il est également possible, que le retard de croissance soit une conséquence des carences nutritives qui débutent *in utero*, soulignant de ce fait l'importance des interactions mère-enfant dans l'explication du statut nutritionnel des enfants [Alderman et al. 2003]<sup>119</sup>. Dans l'approche anthropométrique, le retard de croissance ou la malnutrition chronique est spécifié à partir de l'indicateur taille-pour-âge.

Ensuite, la *malnutrition aiguë* ou *l'émaciation* définit un état de déficience nutritionnelle d'apparition récente liée à une privation soudaine de nourriture, à une mauvaise ingestion ou à une faible consommation de substances nutritives, entraînant ainsi une perte rapide de poids. Les prévalences les plus fortes sont observées pendant les périodes de famine, les disettes saisonnières ou les maladies graves. Une des principales caractéristiques de l'émaciation est qu'elle peut se développer rapidement, et puisque dans certaines conditions favorables le poids peut être récupéré rapidement, la personne peut aussi de la même manière retrouver le poids nécessaire. L'indicateur anthropométrique qui représente cette forme de malnutrition est le rapport poids-pour-taille.

---

<sup>119</sup> Une hypothèse très connue dans ce sens fait référence à un lien intergénérationnel entre l'état nutritionnel des mères et celui des enfants.

Enfin, *l'insuffisance pondérale* indique un état pathologique résultant à la fois des privations transitoires et chroniques. Cette forme de malnutrition que révèle l'indicateur poids-pour-âge est généralement considérée comme définissant la malnutrition totale, puisqu'elle reflète en même temps le retard de croissance et l'émaciation.

Les seules mesures que sont le poids-pour-taille, le poids-pour-âge et la taille-pour-âge ne représentent pas en soi des indicateurs utiles du statut nutritionnel de l'enfant. Le développement des indicateurs anthropométriques considère la mesure de la malnutrition comme un procédé scindé en trois étapes. La première étape coïncide avec la sélection des indicateurs anthropométriques.

La deuxième étape correspond aux choix des données de référence. De fait, pour que les indices anthropométriques puissent être utiles, ils doivent être comparés avec les mesures correspondantes pour une population de référence d'enfants bien nourris et en bonne santé. En effet, l'utilisation de la méthode anthropométrique repose sur l'hypothèse que tout écart entre une mesure anthropométrique observée et les normes de référence est attribuable à la malnutrition [Briend, 1998]. L'OMS recommande depuis longtemps d'utiliser une « population de référence internationale », connue sous le nom de standard NCHS/CDC/OMS<sup>120</sup>. Les normes recommandées par l'OMS émanent du National Center for Health Statistics (Centre National des statistiques sanitaires) des Etats-Unis. L'utilisation des normes applicables pour tous les enfants repose sur l'idée généralement admise selon laquelle le potentiel génétique de croissance des enfants est le même dans la plupart des populations, indépendamment de leur origine [Briend, 1998]<sup>121</sup>. D'ailleurs, de nombreuses analyses empiriques et comparatives ont démontré une importance plus forte des facteurs socio-économiques, quand on les opposait à la race et à l'ethnie, dans la détermination de la taille de l'enfant [Marini et Gragnolati, 2003].

La troisième étape intervient une fois l'indicateur anthropométrique et la population de référence sélectionnés. Il est, alors, nécessaire de déterminer le seuil définissant « la

---

<sup>120</sup> NCHS : National Center for Health Statistics (Centre National des statistiques sanitaires, des Etats-Unis) ; CDC : center for Disease Control (Centre de contrôle des maladies, des Etats-Unis) ; OMS : Organisation Mondiale de la Santé). La référence internationale a été établie à partir de l'observation d'enfants américains de moins de cinq ans en bonne santé et elle est utilisable pour tous les enfants de cet âge.

<sup>121</sup> Briend, 1998 pointe du doigt quelques problèmes posés par la référence aux normes NCHS. Par exemple, d'après Briend, les courbes ont été établies en se basant sur les données provenant d'enfants nourris artificiellement. Selon l'auteur, leur croissance n'est pas identique à celle d'enfants nourris au sein. Briend conclut alors que l'application de ces normes dans les tous premiers mois de la vie tend à surestimer l'incidence des retards de croissance.

normalité ». Précisons que la définition du seuil est concomitante au mode de calcul ou d'expression des indices nutritionnels. A cet égard, comme le montre le tableau 1.3 ci dessous, il existe trois systèmes de calcul pour comparer un enfant ou un groupe d'enfants à la population de référence : le pourcentage par rapport à la médiane, le Z-score et le centile. On retiendra que, le pourcentage par rapport à la médiane est le rapport, exprimé en pourcentage, entre la mesure observée et la médiane de référence<sup>122</sup> ; que le Z-score rend compte de la différence entre la mesure observée et la valeur médiane établie par la population de référence, cette différence étant exprimée en prenant comme unité de mesure l'écart type de la distribution<sup>123</sup> et que, le centile délimite une valeur en dessous de laquelle se situe un pourcentage d'enfants de la population de référence<sup>124</sup>.

**Tableau 1.3 : Mode de calcul des différents indices nutritionnels**

Indice	Mode de calcul	Valeur obtenue quand la mesure est égale à la médiane de la population de référence
% de la médiane	$\frac{\text{Mesure}}{\text{Médiane}} * 100\%$	100%
Z-score	$\frac{\text{Mesure} - \text{Médiane}}{\text{écart type de la population de référence}}$	0
Centile	Obtenu par la lecture des tables de centiles	50°

Source : Briend, 1998.

Dans le champ empirique, la norme consiste quasi-exclusivement à transformer les rapports poids-pour-taille, poids-pour-âge et taille-pour-âge en Z-score et en pourcentage par rapport à la médiane. A partir de ces deux modes d'expression des indices, différents seuils ont, par convention, été retenus. Ainsi, il devient possible à partir des trois principaux indices anthropométriques de statuer sur l'état nutritionnel des enfants.

Commençons par l'*indice taille-pour-âge* qui compare la taille de l'enfant à la taille de référence pour son âge. Habituellement, un enfant qui se situe à deux écarts type au-

<sup>122</sup> Par exemple, un enfant pesant 8,5 kg, alors que le poids médian des enfants de même taille et de même sexe dans la distribution de référence serait de 10Kg, aura un indice poids-taille de 85%(par rapport à la médiane).

<sup>123</sup> L'écart type est une mesure de la dispersion d'une distribution. Pour la dispersion des valeurs du poids et de la taille au sein de la population de référence, l'écart type est donné dans les tables NCHS par tranches d'âge et par classes de taille pour les enfants de moins de cinq ans.

<sup>124</sup> La taille d'un enfant se trouvant par exemple au centile de 10 pour l'indice taille-âge, indiquera simplement que 10% des enfants de son âge ont une taille inférieure à la sienne dans la population de référence.

dessous de la médiane de référence pour le rapport taille/âge ou à moins de 90 pour cent de la médiane est classé comme atteint de « malnutrition chronique » ou de « retard de croissance ». Pour un seuil situé à  $-3$  écarts types en dessous de la médiane de la population de référence, on parle de malnutrition chronique sévère.

*L'indice poids-pour-âge*, quant à lui, compare le poids de l'enfant au poids de référence pour son âge. Lorsque cet indice est exprimé en termes d'écart type, par convention, les enfants dont le poids se situe à moins deux écarts type ( $-2ET$ ) en dessous de la médiane poids-pour-âge de la population de référence sont considérés comme souffrant d'insuffisance pondérale légère. Ceux qui se situent à moins trois écarts type ( $-3 ET$ ) en dessous de la médiane souffrent d'insuffisance pondérale sévère. Dans le cas où l'indice est calculé en termes de pourcentage par rapport à la médiane, le seuil est fixé à 80 pour cent de la médiane de référence.

Enfin, *l'indice poids-pour-taille*, compare le poids de l'enfant au poids de référence pour sa taille. Dans ce cas, les enfants dont le poids-pour-taille se situe à moins 2 écarts type en dessous de la médiane poids-pour-taille de la population de référence sont souvent considérés comme souffrant de malnutrition aiguë ou d'émaciation modérée ; ceux qui se trouvent à moins de 3 écarts type souffrent, eux, de malnutrition aiguë sévère. De même, un enfant qui se situe à moins de 80 pour cent de la médiane de référence pour le rapport poids/taille est considéré comme atteint de « malnutrition aiguë » ou «émacié ».

## **B. Modélisation des données et options économétriques**

La modélisation et les options économétriques que nous présentons ci-dessous décrivent la stratégie d'estimation des déterminants de la malnutrition.

### **1. Le modèle**

Le modèle microéconomique de la famille de Becker [1981], sert de base théorique à cette étude des déterminants du statut nutritionnel de l'enfant<sup>125</sup>. Partant de là, le statut nutritionnel est souvent traité comme un argument de la fonction de bien-être des individus ou du ménage dans lequel ils résident [Behrman et Deolalikar 1988, Strauss Thomas 1995]<sup>126</sup>. Il est supposé que le bien-être augmente lorsque le statut nutritionnel s'améliore. Ainsi, la

---

<sup>125</sup> Les travaux de Marini et Gagnolati [2003] et ceux de Mekonnen, Jones et Tefera [2005] prennent également pour fondement théorique à l'étude de la malnutrition le modèle de Becker [1981].

<sup>126</sup> Cité par Alderman, Behrman et Hoddinott [2003].



modélisation du statut nutritionnel des enfants est habituellement réalisée dans le cadre de la maximisation d'une fonction d'utilité de longue période<sup>127</sup> du ménage ( $U$ ), ayant pour arguments un composite de biens ( $X$ ) – alimentaires et non-alimentaires inhérents aux consommations individuelles –, le loisir des membres du ménage ( $L$ ), et le statut nutritionnel de chaque membre ( $N$ ). Notre présentation suit de très près celle de Marini et Gragnolati [2003], qui proposent un modèle simplifié sur une période dans lequel la fonction d'utilité ( $u$ ) décrite ci-dessus s'écrit :

$$U = u(X, L, N) \quad 1.3$$

Les ménages maximisent leur fonction d'utilité (équation 1.3) sous diverses contraintes, y compris le temps de chaque membre du ménage, la contrainte budgétaire pour tout le ménage et d'une fonction de production de nutrition biologique :

$$N = n(I, Z, \varepsilon) \quad 2.3$$

Le modèle simplifié à une période<sup>128</sup>, que formalise l'équation 2.3, suppose que le statut nutritionnel des enfants (mesures anthropométrique standardisées) dépend d'un vecteur *d'intrants sanitaires*,  $I$ , sélectionnés par le ménage (y compris, la consommation alimentaire, l'allaitement maternelle, l'utilisation des services de santé et le temps consacré par la mère aux activités liées à la santé) ; *et d'un ensemble de caractéristiques exogènes*  $Z$ , se rapportant aux individus (âge et sexe de l'enfant), aux ménages (éducation et santé des parents, taille du ménage, niveau de vie) et à la communauté (pourcentage d'enfants vaccinés ou ayant souffert de fièvre et de toux ou encore, le pourcentage d'accouchements assistés par du personnel médical) qui affectent la nutrition des enfants. Le terme  $\varepsilon$  est un terme d'erreur aléatoire représentant les caractéristiques individuelles, familiales et communautaires non observées affectant le statut nutritionnel des enfants.

En principe, nous devrions estimer la fonction de production nutritionnelle, c'est-à-dire l'équation 2.3, pour examiner la relation complexe qui existe entre le statut nutritionnel et

---

<sup>127</sup> Le cadre habituel qui considère une fonction d'utilité de long terme a pour objectif de prendre en compte la dimension temporelle associée aux résultats de santé des individus. A l'intérieur de ce cadre, les résultats anthropométriques des enfants, notamment la croissance linéaire en taille, sont considérés pour ce qu'ils sont incontestablement c'est-à-dire des conséquences de processus cumulatifs qui débutent parfois *in utero* [Alderman Behrman et Hoddinott [2003]. La spécification d'un modèle permettant d'étudier les déterminants des résultats anthropométriques en un instant  $t$ , devrait inclure comme le suggère l'option d'une fonction d'utilité de longue période (ou fonction d'utilité intertemporelle) des variables relatives au statut de santé en  $t-1$ .

<sup>128</sup> Formulation dans laquelle le statut nutritionnel (santé) n'est pas une fonction de l'état nutritionnel (capital santé) à la période précédente.

l'ensemble de ses déterminants. Cependant, des considérations d'ordre analytique liées à l'estimation de cette fonction – problèmes d'endogénéité, d'identification et de mesure pour de nombreux inputs etc.<sup>129</sup>– conduisent, généralement, à déduire de la résolution du programme de maximisation du bien-être du ménage, une fonction de demande réduite pour la nutrition. Ainsi, en maximisant la fonction d'utilité du ménage sous diverses contraintes, dont la fonction de production nutritionnelle, on obtient une équation sous forme réduite concernant le résultat de santé. Dans cette équation réduite, l'anthropométrie des enfants ( $N_e$ ) dépend uniquement des caractéristiques exogènes<sup>130</sup> des individus ( $C_i$ ), du ménage ( $C_h$ ) de la communauté ( $C_c$ ) et d'un terme d'erreur aléatoire ( $\mathcal{E}$ ) :

$$N_e = n(C_i, C_h, C_c, \mathcal{E}_e) \quad 3.3$$

C'est donc cette forme réduite de la fonction de production de santé, qui sera à la base de notre estimation des déterminants de la malnutrition des enfants.

L'objectif de ce chapitre est d'analyser la relation entre la pauvreté, un ensemble de caractéristiques bien connues – liées à l'enfant, à la mère, au ménage et à la communauté– et le statut nutritionnel des enfants de moins de cinq au Gabon. Ce chapitre teste également la présence de comportement différencié en matière de santé selon le sexe du chef de ménage. Ainsi, notre analyse sera fondée sur l'estimation d'une équation de demande réduite dérivée de la fonction 3.3. Cette équation de demande réduite est représentée par la forme fonctionnelle suivante :

$$N_e = n(C_i, C_m, C_c, \mathcal{E}_e) \quad 4.3$$

L'équation 4.3 suppose que le statut nutritionnel de l'enfant  $N_e$ , dépend des caractéristiques individuelles des enfants, des femmes et des maris/conjoints,  $C_i$ , des caractéristiques du ménage ( $C_h$ ), des facteurs communautaires relatifs aux enfants et aux femmes ( $C_c$ ), et de la perturbation aléatoire associée au statut nutritionnel des enfants, supposée non corrélée avec les variables mentionnées précédemment. Toutefois, afin de tester la présence de comportement différencié selon le genre, l'équation 4.3 sera estimée séparément selon les ménages gérés par les hommes et les femmes.

---

<sup>129</sup> Pour une discussion concernant ces questions voir par exemple, Böheim [2002] ; Marini et Gragnolati [2003].

<sup>130</sup> En effet, les inputs de santé présents dans la fonction de production nutritionnelle et susceptibles d'être endogènes comme les nutriments ou les quantités de nourriture, les soins de santé, le statut de santé antérieur de l'enfant ou son capital santé, etc., ne sont pas inclus dans l'équation à estimer. Ce sont quasiment tous des variables à expliquer.

## 2. Données et définition des variables

Les données utilisées pour cette analyse des déterminants de la malnutrition proviennent de l'EDS du Gabon de 2000. Dans ce qui va suivre, nous discutons de la manière dont les données de cette enquête ont été utilisées pour définir les variables dépendantes et explicatives prises en compte dans notre modèle d'estimation.

Pour cette étude, les variables dépendantes, c'est-à-dire celles définissant le statut nutritionnel, sont fondées sur des mesures anthropométriques. En effet, un des objectifs de l'EDS du Gabon était d'évaluer l'état nutritionnel des jeunes enfants de moins de cinq ans, à partir de leurs mesures anthropométriques. Ainsi, ces variables dépendantes sont représentées par les indices taille-pour-âge et poids-pour-âge mesurés en termes de  $Z$ -score<sup>131</sup>. De ce fait, les variables dépendantes sont décroissantes par rapport à la malnutrition. Les formules permettant de calculer le  $Z$ -score relatif à l'indicateur taille-pour-âge et celui se rapportant à l'indicateur poids pour âge de chaque enfant sont indiquées, respectivement, par les équations 5.3 et 6.3 ci dessous.

$$Z_i = \frac{(T^{s,a} - H^{s,a})}{\sigma^{s,a}} \quad 5.3$$

$$Z_i = \frac{(P^{s,a} - W^{s,a})}{\sigma^{s,a}} \quad 6.3$$

où, dans l'équation 5.3,  $Z_i$  est le  $Z$ -score de la variable taille-pour-âge de l'enfant  $i$ ,  $T^{s,a}$  est la mesure de la taille (en cm) de l'enfant  $i$  de sexe  $s$  et d'âge  $a$ ,  $H^{s,a}$  est la médiane de la taille (en cm) des enfants dans la population de référence de sexe  $s$  et d'âge  $a$  et  $\sigma^{s,a}$  est l'écart type de la taille (en cm) des enfants dans la population de référence. Dans l'équation 6.3,  $Z_i$  représente le  $Z$ -score de la variable poids-pour-âge de l'enfant  $i$ ,  $P^{s,a}$  est la mesure du poids (en kg) de l'enfant  $i$  de sexe  $s$  et d'âge  $a$ ,  $W^{s,a}$  étant la médiane du poids (en kg) des enfants dans la population de référence de sexe  $s$  et d'âge  $a$  et  $\sigma^{s,a}$  étant l'écart type du poids (en kg) des enfants dans la population de référence (de sexe  $s$  et d'âge  $a$ ). Le mode de présentation des indicateurs anthropométriques retenu ici, c'est-à-dire en termes de  $Z$ -score, conduit à spécifier le statut nutritionnel ou la variable dépendante par rapport à un seuil censé refléter une situation de déficience nutritionnelle. Ce dernier, qui permet donc de distinguer entre la

---

<sup>131</sup> Dans notre analyse de la malnutrition, nous avons choisi de ne pas traiter de l'émaciation, c'est-à-dire le rapport poids-pour-taille. Une des raisons étant que cette forme de malnutrition demeure peu présente.

prévalence ou l'absence de malnutrition, est donné par moins deux fois l'écart type au-dessous de la médiane de référence ( $-2 * Z\text{-score}$ ). Dans cette optique, le statut nutritionnel est appréhendé suivant l'approche dite *absolue*. Le statut nutritionnel ou la variable dépendante peut aussi être défini suivant une approche dite *relative*. Cette dernière approche permet de mesurer la malnutrition à partir de la proportion d'un indicateur par rapport à sa médiane de référence. Aussi, il importe de signaler que les indicateurs anthropométriques des enfants contenus dans la base de données de l'EDS du Gabon de 2000 autorisent l'adoption de l'une ou l'autre des deux approches citées plus haut. Dans cette enquête, en effet, les données relatives au statut anthropométrique des enfants qui nous intéressent sont standardisée c'est-à-dire comparées aux tableaux de croissance du National Center for Health Statistics – NCHS-. De ce fait, on dispose, pour chaque enfant, des indicateurs taille-pour-âge et poids-pour-âge convertis en pourcentage par rapport à la médiane, en Z-score et en centile. Ceci, sur un plan pratique, représente un avantage certain. En fait, comme le souligne De Onis [2000], le calcul des Z-score pour chaque enfant peut se révéler difficile à mettre en œuvre, (par exemple plus difficile à réaliser que le calcul du rapport en pourcentage). Ainsi, il existe un risque de préférer l'approche relative à l'approche absolue. Heureusement, la structure des données anthropométriques dans les DHS écarte d'emblée ce risque.

Les variables explicatives prises en compte appellent un certain nombre de commentaires.

Plusieurs facteurs propres aux enfants sont susceptibles d'influencer leur statut anthropométrique. Parmi les variables propres à l'enfant nous retenons l'âge, le sexe, le rang de naissance et l'intervalle intergénéral. L'âge de l'enfant –mesuré en mois– est pris en compte car la malnutrition est fonction de l'âge [Lachaud, 1998 ; Sahn et Stifel, 2002]. Pour cette étude, quatre groupes d'âge ont été spécifiés en tant que variables binaires: 0–6 mois ; 7–24 mois ; 25–48 mois et 49–59 mois. Ce faisant, nous intégrons la possibilité que les enfants plus âgés peuvent avoir une santé plus fragile que les autres. Plus spécifiquement, nous essaierons grâce à cette répartition de percevoir « le fait stylisé » mis en évidence dans la littérature empirique quant à l'évolution de la malnutrition en fonction de l'âge. Celle-ci tend à s'accroître jusqu'à peu près l'âge de 2 ans pour se stabiliser sensiblement par la suite [Girra, 2007]. Néanmoins, il semble que à 25 mois et plus – période qui coïncide généralement avec le sevrage– un rattrapage de la croissance taille significatif et important soit possible [Sahn et Stifel, 2002].

Le sexe de l'enfant –variable binaire ayant la valeur 1 pour les garçons et 0 pour les filles – est introduit afin de contrôler par les éventuels différentiels de croissance entre les filles et les garçons, ce qui pourrait provenir des préférences des parents en faveur des garçons. Notre hypothèse de base est qu'il n'existe pas de biais de genre quant aux résultats nutritionnels [Strauss, 1990 ; Sahn, 1990 ; Silva, 2005].

*Le rang de naissance* peut influencer sur la malnutrition. Dans l'analyse, cette variable a été introduite pour vérifier si les enfants de premier rang et ceux de rangs 5 ou plus sont significativement plus touchés par la malnutrition, comparativement aux enfants de rangs intermédiaires. En effet, les conclusions de certaines études tendent à le démontrer [Girma et Genebo, 2002 ; Sahn et Stifel, 2002]. Dans ces conditions, deux hypothèses sous-jacentes sont mises en avant. Premièrement, pour les enfants de premiers rangs, le risque élevé de malnutrition est supposé être une conséquence du manque d'expérience de la mère, en particulier, en ce qui concerne les soins de santé et surtout l'alimentation. Deuxièmement, pour ceux de rangs 5 et plus, on pense que cette situation est due au fait que les mères sont moins disponibles pour s'occuper convenablement de ces enfants, notamment pour ce qui concerne les soins de santé et surtout l'alimentation. Le rang de naissance est représenté selon les quatre groupes suivants: (i) première naissance ; (ii) 2ème et 3ème rang ; (iii) 4ème rang ; (iv) 5ème rang et plus.

*L'intervalle intergénérisique*, qui représente l'intervalle entre la naissance de l'enfant étudié et celle de l'enfant qui le précède, peut influencer également les niveaux de malnutrition. Cette variable exprimée en mois sera examinée en tant que variable continue.

Certaines caractéristiques propres aux parents sont également prises en compte comme variables pouvant expliquer le statut nutritionnel des enfants. Les caractéristiques des mères peuvent avoir un impact significatif sur le statut nutritionnel des enfants. Cette hypothèse tient en partie au fait que les femmes sont les principales pourvoyeuses de nourriture pendant les époques les plus cruciales du développement de l'enfant [UNICEF, 1998]. C'est pour cela que, dans cette étude, nous avons retenu l'éducation et l'âge comme caractéristiques des mères. Plusieurs auteurs, tels que Skoufias [1998], Borooah [2002], Sahn et Stifel [2002], Christiansen et Alderman [2004] et Frost et al. [2005] ont suggéré que *l'éducation maternelle* était l'un des déterminants les plus importants du statut nutritionnel des enfants dans les PED. L'instruction maternelle est supposée améliorer les résultats nutritionnels des enfants grâce (i) aux connaissances en matière de santé transmises directement aux mères ; (ii) à la diffusion de

compétences spécifiques nécessaires pour diagnostiquer de façon appropriée les problèmes courants de santé infantile ; (iii) à l'exposition des femmes aux traitements médicaux modernes [Glewwe, 1999]. L'éducation des femmes peut également influencer sur la santé de l'enfant en améliorant leur statut socio-économique et en augmentant leur pouvoir de décision au sein de la famille [Frost et al. 2005]. Dans notre travail, l'éducation de la mère est prise en compte de deux manières. D'une part, une variable binaire teste le rôle de l'alphabétisation des femmes sur la malnutrition. L'influence de l'éducation de la mère pourrait opérer uniquement à travers sa capacité à lire et à écrire [Borooah, 2002]. D'autre part, plusieurs autres variables sont introduites pour contrôler par l'impact des niveaux formels d'instruction –primaire, secondaire et plus– exprimé en nombre d'années.

*L'âge de la mère*, ainsi que *l'âge au carré* de celle-ci, sont incorporés dans l'estimation, dans la mesure où les jeunes mères tendent à avoir moins d'enfants. Mais, en même temps, on peut considérer que les jeunes mères, en particulier les adolescentes, sont probablement moins matures<sup>132</sup>, moins expérimentées<sup>133</sup> voire moins influentes au sein du ménage que les mères plus âgées. Par conséquent, on peut supposer qu'il existe une relation négative entre l'âge de la mère et le statut nutritionnel de ses enfants. En d'autres termes, on peut s'attendre à ce que la malnutrition baisse avec l'âge des mères à la naissance. Ainsi, les femmes âgées, lors de la naissance de leurs enfants, ont probablement eu, non seulement plus d'enfants, mais également un pourcentage moins élevé de dénutris parmi ces derniers.

La dernière caractéristique propre aux parents prise en compte ici est *l'éducation du mari/conjoint*. Cette caractéristique est largement reconnue comme étant un facteur explicatif du statut nutritionnel des enfants [Girma et Genebo, 2002 ; Mekonnen et al. 2005 ; Marini et Gragnolati, 2003 ; Chirwa et Ngalawa, 2006]. Cependant, d'après Borooah [2002], l'effet de *l'éducation du mari/conjoint* demeure plus mitigé que celui de l'éducation maternelle. Aussi, des auteurs suggèrent que l'effet induit par l'éducation de la mère sur la nutrition des enfants est plus important que celui du père [Christiansen et Alderman, 2004]. L'éducation paternelle, dans notre étude, est spécifiée à l'aide de trois variables représentant les niveaux formels d'éducation –primaire, secondaire et plus.

Diverses variables relatives au ménage constituent des facteurs clés susceptibles d'expliquer la malnutrition des enfants. Globalement, la recherche empirique qui abonde dans

---

<sup>132</sup> Il peut s'agir de la maturité physique, reproductive ou mentale.

<sup>133</sup> Il s'agit de son expérience en ce qui concerne les soins et notamment l'alimentation.

ce sens part du principe que l'environnement immédiat de l'enfant est susceptible d'avoir l'impact le plus grand sur sa croissance [Paknawin–Mock et al. 2000]. Dans la catégorie des variables caractérisant le ménage, celles qui définissent la pauvreté<sup>134</sup> peuvent affecter considérablement l'anthropométrie des enfants [Marini et Gragnolati, 2003 ; Smith et al. 2004 ; Silva, 2005]. Dans la présente étude, la pauvreté –variable d'intérêt– est mesurée à l'aide d'un indice de richesse construit à partir des caractéristiques du logement et des biens durables du ménage. L'indice de richesse sert donc de proxy pour évaluer le statut économique de long terme du ménage, et ainsi contrôler la capacité du ménage à offrir de la nourriture et à acquérir des biens. Pour l'analyse, l'indice a été décomposé en trois variables binaires (riches, intermédiaires, pauvres) dont deux seront introduite dans les estimations multivariées. Notre hypothèse sous-jacente à l'effet de la pauvreté– mesurée en termes d'actifs– sur le statut nutritionnel des enfants est que ce dernier est plus déficitaire dans les ménages les plus pauvres que dans les autres. Néanmoins, l'ampleur de cette relation peut varier d'un indicateur de pauvreté et/ou d'un modèle à l'autre [Mariara et al. 2006 ; Mekonnen et al. 2005].

La *structure* du ménage peut également affecter la façon dont les ressources sont réparties entre les membres du ménage, suggérant son importance dans la compréhension des résultats nutritionnels. Par conséquent, les variables se rapportant à *la taille* du ménage– log de la taille–, au *statut marital* –présence ou non du conjoint/mari–, *le sexe du chef de ménage*, ont été utilisées dans l'analyse afin d'appréhender l'effet de la structure du ménage. En premier lieu, *la taille du ménage*– mesurée par le log de la taille du ménage– permet de vérifier si les grandes familles bénéficient d'économies d'échelle, à la fois dans le temps disponible pour la garde des enfants que dans les dépenses, et si les enfants grandissent mieux du fait de l'expérience accumulée par les parents. En conséquence, une relation positive est attendue, c'est-à-dire que les enfants vivant dans les grandes familles auraient une meilleure stature [Christiansen et Alderman, 2004]. En deuxième lieu, le *statut marital* – mesuré par une variable binaire égale à 1 si présence du mari/conjoint et égale à 0 si absence– permet d'explorer l'hypothèse selon laquelle les femmes seules disposeraient de moins de ressources, et que ceci influencerait négativement sur le statut nutritionnel des enfants. Une relation négative est alors envisagée. En troisième lieu, *le sexe du chef de ménage* – mesuré par une variable binaire égale à 1 si le chef de ménage est une femme et égale à 0 si le chef de ménage est un homme – est utilisé afin de vérifier si les enfants vivant dans un ménage dirigé par une

---

<sup>134</sup> Il peut s'agir du revenu, des dépenses, de la consommation ou d'un indice de richesse.

femme sont mieux nourris. Enfin, la *localisation géographique des ménages* est une caractéristique du ménage, dont l'effet sur la malnutrition des enfants a déjà été démontré. A cet égard, l'évidence empirique démontre que les enfants des zones urbaines ont généralement un meilleur statut nutritionnel que ceux des zones rurales [Lachaud 2003 ; Smith et al. 2004]. Nous vérifierons si cette situation prévaut au Gabon. Pour cette étude, la *localisation géographique* est appréhendée à l'aide de trois variables : (i) Libreville/Port-Gentil ; (ii) Autres villes ; (iii) Rural.

Les facteurs du niveau communautaires tels que les infrastructures et les services, notamment en matière de santé, font partie intégrante de l'environnement dans lequel les enfants sont élevés, et par conséquent, ont une incidence sur sa croissance physique [Paknawin-Mock et al. 2000]. Afin de capturer les différents mécanismes à travers lesquels l'environnement communautaire peut influencer l'anthropométrie infantile plusieurs autres variables constituent des paramètres d'analyse : (i) la proportion par grappe des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés depuis juillet 1995, qui ont eu au cours des 2 dernières semaines la diarrhée ; (ii) la proportion par grappe des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés depuis juillet 1995, qui ont eu au cours des 2 dernières semaines de la fièvre ; (iii) la proportion par grappe des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés depuis juillet 1995, qui ont eu au cours des 2 dernières semaines de la toux ; (iv) la proportion par grappe des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés depuis juillet 1995, ayant été vaccinés –BCG, polio et DTCoq ; (v) la moyenne par grappe de l'Indice de Masse Corporelle des femmes, ayant eu des enfants nés depuis juillet 1995 ; (vi) le pourcentage de femmes par grappe au cours des cinq dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié –médecin, infirmière, sage femme.

### **C. Procédures économétriques**

L'analyse économétrique de la malnutrition implique l'estimation de deux modèles de régressions multiples. Le premier est le modèle linéaire classique estimé par Moindres carrés ordinaires. Dans ce modèle, la variable dépendante  $N_e$  de l'équation 4.3 est la valeur en Z-score de l'indicateur taille-pour-âge ou celle de l'indicateur poids-pour-âge.

Le deuxième modèle est un Probit binaire estimé par Maximum de Vraisemblance. Dans ce modèle, la variable dépendante  $N_e$  découlant de l'équation d'estimation 4.3 est dichotomique :  $N_e = 1$  si l'enfant de moins de 60 mois souffre de retard de croissance ou



d'insuffisance pondérale, et 0 sinon. Ainsi, l'estimation Probit des déterminants du retard de croissance et de l'insuffisance pondérale est fondée sur la forme fonctionnelle générale exprimée par :

$$N_e^* = n(\beta' C_i + \eta' C_m + \delta' C_c + \varepsilon_e) \quad 7.3$$

avec  $Var(\varepsilon_e) = \sigma_e^2 \varepsilon_e$

L'équation 7.3 est le modèle Probit correspondant à la relation 4.3. Ainsi,  $N_e^*$  est une variable latente –non observable– associée à la variable dépendante  $N_e$ , définie comme suit :  $N_e = 1$  si  $N_e^* > 0$  (malnutrition  $< -2$  écarts types au dessous de la médiane de référence) et  $N_e = 0$  si  $N_e^* \leq 0$  (absence de malnutrition). Par définition,  $N_e^*$  se rapporte à la probabilité que l'enfant souffre de retard de croissance ou d'insuffisance pondérale, conditionnellement aux variables exogènes. Précisons que la variable  $N_e^*$  dépend des mêmes caractéristiques que la variable dépendante  $N_e$ . Dans le modèle 7.3, les termes  $C_i$ ,  $C_m$ , et  $C_c$  correspondent, respectivement, aux vecteurs des paramètres inhérents aux enfants et aux parents, aux ménages et à la communauté. L'estimation du modèle Probit a nécessité la formulation d'une hypothèse sur le terme d'erreur aléatoire  $\varepsilon_e$ . Plus précisément, on suppose que  $\varepsilon_e$  est une variable aléatoire suivant une loi normale de moyenne 0 et de variance  $\sigma^2$ . Par ailleurs, afin de corriger le problème d'hétéroscédasticité, nous avons retenu la correction de Huber–White.

## II. Approche empirique

Dans cette analyse, nous cherchons à examiner la situation nutritionnelle des enfants de moins de cinq ans. Après ajustement des données de l'EDS2000 du Gabon, notre échantillon se compose de 3572 enfants dont 49 pour cent de filles et 51 pour cent de garçons (voir tableau A1.3 en annexe). Ainsi l'approche empirique consistera, d'une part, en une analyse descriptive de l'incidence et des caractéristiques de la malnutrition des enfants, et d'autre part, en un examen économétrique des déterminants de celle-ci.

### A. Incidence et caractéristiques de la malnutrition

Dans cette section, nous nous référons au retard de croissance et à l'insuffisance pondérale pour décrire l'incidence et les caractéristiques de la malnutrition.

## **1. Le retard de croissance**

Ici, nous allons successivement présenter l'incidence du retard de croissance, ses caractéristiques générales et ses caractéristiques selon le sexe du chef de ménage.

### **1-1 Incidence du retard de croissance**

Les tableaux 2.3 et 3.3, utilisant les seuils de deux écarts types au dessous de la médiane de la population de référence, indique que la prévalence du retard de croissance est relativement élevée au Gabon. En effet, pour l'ensemble de notre échantillon, le taux de retard de croissance –malnutrition chronique– est de 20 pour cent. Cette situation est à l'évidence très préoccupante.

### **1-2 Caractéristiques générales de la malnutrition**

Cette sous section va à présent tenter d'identifier les groupes les plus exposés au risque de malnutrition au Gabon. Pour ce faire, nous allons analyser les taux de malnutrition selon certaines caractéristiques socio-économiques et démographiques, en commençant par les caractéristiques des enfants –sexe, âge et rang de naissance–, et en terminant par celles des parents –instruction du père et de la mère– et des ménages –niveau de vie et milieu de résidence–.

Le tableau 2.3 ci-dessous présente le pourcentage d'enfants souffrant de malnutrition selon le sexe, le rang de naissance et le groupe d'âge des enfants. Les données de ce tableau montrent qu'il y a une légère incidence nutritionnelle globale du sexe de l'enfant. Ainsi, pour l'ensemble des enfants de moins de 60 mois, les garçons sont plus touchés par le retard de croissance que les filles, soit 22 pour cent contre 18 pour cent. Notons que l'incidence du retard de croissance par rapport au sexe de l'enfant reste quasiment invariante quel que soit l'âge des enfants.

Le tableau 2.3 montre également que pour l'ensemble des enfants de l'échantillon, le retard de croissance prévaut davantage pour les enfants de rang 2 ou 3, et 5 ou plus que pour ceux de rang 1 et 4. En effet, chez les premiers, c'est-à-dire les enfants de rangs 2 ou 3 et 5 ou plus, l'incidence du retard de croissance s'élève, respectivement, à 20,50 et 20,70 pour cent. En revanche, chez les seconds, donc les enfants de rang 1 et 4, l'incidence du retard de croissance est estimée à 18 pour cent. Cependant, nous pouvons remarquer que les enfants de rang 1 souffrent majoritairement de malnutrition chronique entre 0–6 mois, comparativement

aux autres. A cet âge, l'incidence du retard de croissance chez les enfants de rang 1 est de 6 pour cent, alors que pour les enfants d'autres rangs cette incidence est comprise entre 3 et 2 pour cent.

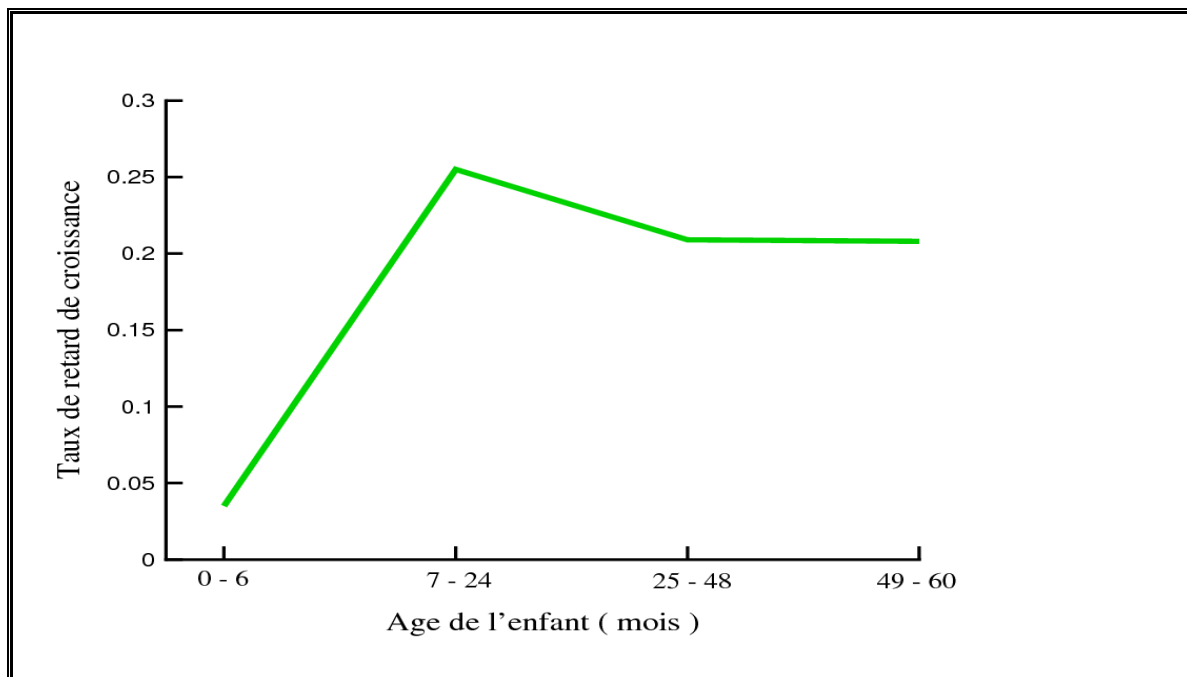
**Tableau 2.3 : Incidence de la malnutrition des enfants de moins de 60 mois selon l'âge, le sexe et le rang de naissance des enfants (%) – Gabon 2000**

Age	< 7mois		7-24 mois		25-48 mois		49-60 mois		Total		N (pondéré)
	Moye- nne	Ecart- type	Moye- nne	Ecart- type	Moye- nne	Ecart- type	Moye- nne	Ecart- type	Moye- nne	Ecart- type	
<b>Retard de croissance<sup>1</sup></b>	<b>0,035</b>	<b>0,184</b>	<b>0,255</b>	<b>0,436</b>	<b>0,209</b>	<b>0,407</b>	<b>0,208</b>	<b>0,406</b>	<b>0,200</b>	<b>0,400</b>	<b>3572</b>
Garçons	0,053	0,226	0,278	0,448	0,227	0,419	0,227	0,420	0,217	0,412	1810
Filles	0,014	0,118	0,233	0,423	0,191	0,393	0,186	0,389	0,182	0,386	1762
1 <sup>ère</sup> naissance	0,062	0,242	0,255	0,436	0,165	0,372	0,180	0,386	0,180	0,384	876
2-3 <sup>ième</sup> naissance	0,029	0,169	0,245	0,430	0,230	0,421	0,208	0,407	0,205	0,404	1207
4 <sup>ième</sup> naissance	0,019	0,140	0,239	0,428	0,180	0,385	0,220	0,417	0,180	0,384	409
5 <sup>ième</sup> naissance	0,022	0,147	0,274	0,446	0,234	0,424	0,220	0,415	0,217	0,413	1080
ou +											
<b>Insuffisance pondérale<sup>1</sup></b>	<b>0,022</b>	<b>0,149</b>	<b>0,174</b>	<b>0,379</b>	<b>0,108</b>	<b>0,311</b>	<b>0,089</b>	<b>0,285</b>	<b>0,115</b>	<b>0,319</b>	<b>3572</b>
Garçons	0,025	0,158	0,188	0,391	0,121	0,327	0,096	0,296	0,124	0,330	1762
Filles	0,019	0,138	0,162	0,368	0,094	0,292	0,080	0,272	0,106	0,330	1810
Rang 1	0,038	0,192	0,165	0,371	0,093	0,291	0,085	0,280	0,106	0,309	876
Rang 2-3	0,003	0,061	0,176	0,381	0,134	0,341	0,109	0,313	0,128	0,334	1207
Rang 4	0,021	0,145	0,129	0,337	0,095	0,294	0,054	0,229	0,088	0,284	409
Rang 5 ou plus	0,030	0,172	0,199	0,400	0,097	0,296	0,083	0,277	0,118	0,323	1080
N (pondération)	514		1215		1312		531		3572		

(1) Pour chaque indice, l'incidence de la malnutrition est appréhendée par rapport à deux fois l'écart type ou plus au-dessous de la valeur médiane de la population de référence.

La structure par âge du taux de retard de croissance représentée à la figure 1.3 permet d'observer que le retard de croissance augmente fortement avec l'âge des enfants. Il s'agit de la caractéristique de la malnutrition la plus frappante. Plus exactement, la proportion d'enfants accusant un retard de croissance augmente très rapidement à partir de 7 mois jusqu'à environ 24 mois. Par la suite, cette proportion diminue légèrement pour se stabiliser à un niveau qui reste encore très élevé. C'est ainsi que, de 4 pour cent environ entre 0– 6 mois, la proportion d'enfants souffrant de malnutrition passe à 25 pour cent environ à 7–24 mois pour ensuite se stabiliser autour de 21 pour cent à peu près à 25–48 mois et 49–59 mois.

Les pourcentages d'enfants malnutris en fonction des caractéristiques des parents et des ménages sont présentés au tableau 3.3 ci-dessous. Ce tableau confirme l'existence de disparités relativement élevées de niveau de prévalence de la malnutrition chronique entre les enfants de différents groupes socio-économiques et géographiques.



**Figure 1.3 : Taux de retard de croissance par âge –Gabon 2000**

D'abord, on observe que les écarts de taux de retard de croissance des enfants en fonction du niveau d'éducation des parents sont nets. Par exemple, la prévalence du retard de croissance chez les mères ayant accumulé sept années d'instruction secondaire est de 5 pour cent tandis qu'elle est de 24 pour cent pour ceux dont les mères n'ont pas poursuivi d'études au secondaire. De même, on constate que la prévalence du retard de croissance parmi les enfants dont le père a effectué 7 années d'instruction secondaire, par exemple, est de 8 pour cent, alors qu'elle est de 25 pour cent chez les enfants dont le père n'a pas effectué des années d'instruction secondaire. La prévalence de la malnutrition exprimée en termes du rapport taille-pour-âge est également fonction du niveau d'instruction primaire de la mère et du père. En effet, la prévalence du retard de croissance chez les enfants diminue au fur et à mesure que le père et la mère accumulent des années d'instruction primaire. Ajoutons que cette tendance est continue et plus marquée dans le cas de l'instruction primaire de la mère. A cet égard, il ressort du tableau 3.3 que la prévalence du retard de croissance est deux fois plus élevée chez les enfants dont la mère n'a qu'une année d'instruction primaire que chez ceux dont la mère a six années d'instruction primaire (35 contre 17 pour cent). Par ailleurs, nous notons que le simple fait que les mères sachent lire et écrire, aboutit à ce que la prévalence du retard de croissance pour leurs enfants soit sensiblement plus faible que celle des enfants dont les mères sont analphabètes (environ 27 contre 19 pour cent).

**Tableau 3.3: Incidence du retard de croissance chez des enfants de moins de 60 mois selon la scolarité des parents, le niveau de vie et le milieu de résidence– Gabon 2000**

Paramètres Variables	Ensemble		Femmes chefs de ménages		Hommes chefs de Ménages		N (pondérés)
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	
<b>Retard de croissance<sup>1</sup></b>	<b>0,200</b>	<b>0,400</b>	<b>0,174</b>	<b>0,380</b>	<b>0,202</b>	<b>0,401</b>	<b>3572</b>
<b>Education maternelle</b>							
Femmes analphabètes	0,266	0,442	0,359	0,484	0,259	0,438	676
Femmes alphabètes	0,185	0,388	0,138	0,345	0,189	0,391	2896
<i>Primaire (en années)</i>							
0,00	0,212	0,409	0,319	0,477	0,120	0,403	281
1,00	0,354	0,484	0,000	0,000	0,160	0,487	38
2,00	0,333	0,473	0,446	0,516	0,098	0,467	108
3,00	0,292	0,456	0,274	0,471	0,148	0,456	170
4,00	0,272	0,445	0,388	0,512	0,093	0,443	231
5,00	0,204	0,403	0,120	0,327	0,082	0,408	711
6,00	0,171	0,376	0,137	0,345	0,078	0,379	2033
<i>Secondaire (en années)<sup>2</sup></i>							
0,00	0,240	0,427	0,239	0,428	0,240	0,427	2040
1,00	0,175	0,380	0,193	0,402	0,173	0,379	357
2,00	0,166	0,372	0,127	0,338	0,170	0,376	379
3,00	0,172	0,378	0,058	0,240	0,181	0,386	314
4,00	0,123	0,330	0,114	0,325	0,125	0,332	158
5,00	0,106	0,310	0,000	0,000	0,112	0,317	102
6,00	0,116	0,321	0,000	0,000	0,125	0,333	93
7,00	0,044	0,207	0,000	0,000	0,049	0,218	62
8,00	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	16
9,00	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	3
10,00	0,093	0,298	0,174	0,380	0,093	0,298	21
11,00	0,000	0,000	0,239	0,428	0,000	0,000	26
<b>Education du père</b>							
<i>Primaire (en années)</i>							
0,00	0,207	0,405	0,2092	0,410	0,207	0,405	887
1,00	0,207	0,424	0,3792	0,800	0,178	0,404	11
2,00	0,323	0,472	-	-	0,326	0,473	52
3,00	0,291	0,460	0,664	0,518	0,219	0,420	37
4,00	0,363	0,487	-	-	0,354	0,485	36
5,00	0,269	0,444	0,237	0,445	0,271	0,445	224
6,00	0,184	0,387	0,145	0,353	0,188	0,390	2326
<i>Secondaire (en années)<sup>2</sup></i>							
0,00	0,227	0,419	0,245	0,431	0,226	0,418	1916
1,00	0,280	0,450	0,099	0,325	0,289	0,454	151
2,00	0,191	0,394	0,340	0,508	0,185	0,389	174
3,00	0,216	0,412	0,231	0,429	0,214	0,411	328
4,00	0,173	0,379	0,051	0,227	0,181	0,386	233
5,00	0,151	0,359	0,000	0,000	0,162	0,369	152
6,00	0,102	0,303	0,000	0,000	0,111	0,315	189
7,00	0,107	0,311	0,000	0,000	0,120	0,326	135
8,00	0,212	0,415	0,000	0,000	0,221	0,421	35
9,00	0,123	0,333	0,000	0,000	0,169	0,382	35
10,00	0,128	0,336	0,000	0,000	0,135	0,344	72
11,00	0,088	0,285	0,040	0,203	0,095	0,295	152
<b>Niveau de vie du ménage</b>							
Non pauvres	0,151	0,358	0,076	0,269	0,157	0,364	713
Intermédiaires	0,190	0,392	0,208	0,407	0,188	0,391	1430
Pauvres	0,234	0,423	0,181	0,386	0,238	0,426	1429
<b>Milieu de résidence</b>							
Libreville/Port-Gentil	0,137	0,344	0,111	0,315	0,139	0,346	1665
Autres villes	0,224	0,417	0,181	0,387	0,228	0,419	915
Rural	0,283	0,451	0,297	0,460	0,282	0,450	992

(1) L'incidence du retard de croissance est appréhendée par rapport à 2 fois l'écart type ou plus au-dessous de la médiane de référence; (2) La scolarité secondaire dure normalement sept années. Ainsi, une durée supérieure à sept ans implique que l'individu concerné a connu des redoublements.

L'instruction primaire du père est aussi associée à de faibles taux de malnutrition chronique, notamment entre la quatrième et la sixième année d'instruction primaire où la prévalence du retard de croissance des enfants passe de 36 à 18 pour cent environ.

Ensuite, on constate que la prévalence du retard de croissance diminue avec l'amélioration du niveau de vie. En effet, on note que les taux de retard de croissance sont de 24, 19 et 15 pour cent, respectivement, chez les enfants des ménages pauvres, des ménages ayant un niveau de vie intermédiaire et des ménages avec le niveau de vie le plus élevé.

Enfin, on note que la prévalence de la malnutrition chronique varie selon le milieu de résidence. Le milieu rural, avec un taux de prévalence d'environ 28 pour cent, est le plus affecté par le retard de croissance. Toutefois, l'incidence du retard de croissance reste très élevée dans les Autres villes (22 pour cent). Ceci est au dessus de la moyenne nationale. Libreville/Port-Gentil, les deux grandes villes, affichent toutes deux le taux de malnutrition le plus faible (13 pour cent).

### **1-3 Caractéristiques du retard de croissance selon le sexe du chef de ménage**

Les statistiques descriptives des sous échantillons d'enfants composant les groupes de ménages gérés par les femmes et par les hommes sont présentées au tableau A1.3, en annexe. Globalement, les enfants vivant dans les ménages gérés par les hommes constituent l'énorme majorité. Ils sont au nombre de 3281, soit environ 92 pour cent de l'échantillon total. Quelques caractéristiques permettent de distinguer les deux catégories des ménages. Ainsi, on peut observer que, comparés aux enfants appartenant aux ménages gérés par les hommes, ceux faisant partie des ménages contrôlés par les femmes sont plus nombreux à vivre en milieu urbain (49 pour cent à Libreville/Port-Gentil, contre 46 pour cent) ; dans des familles essentiellement monoparentales (81 pour cent) et comportant un plus grand nombre d'enfants (les enfants de rang 5 ou plus représentent environ 51 pour cent de ceux qui sont présents dans les ménages féminins, alors qu'ils ne constituent qu'un peu plus de 28 pour cent de ceux qui sont dans les familles gérés par les hommes). Après avoir brièvement précisé quelques grands traits des échantillons stratifiés selon le genre, nous allons maintenant passer à l'examen des caractéristiques de la malnutrition selon le genre ou, encore, le sexe du chef de ménage.

Les données présentées dans le tableau 4.3 sont relatives à l'incidence de la malnutrition dans les ménages gérés par les femmes et par les hommes. Ainsi, on observe

qu'il existe un écart sensible de niveaux du retard de croissance entre les deux catégories de ménages. En effet, les enfants appartenant aux ménages gérés par les hommes sont moins bien portants du point de vue du statut nutritionnel de long terme, comparativement aux enfants appartenant aux ménages contrôlés par les femmes. La proportion d'enfants souffrant de retard de croissance dans ces derniers ménages se situe légèrement au dessus de 17 pour cent, alors qu'elle s'élève à un peu plus de 20 pour cent dans les foyers gérés par les hommes.

Le tableau 4.3 affiche également les taux de malnutrition en fonction des certaines caractéristiques des enfants, des parents ou des ménages, pour chaque groupe de ménages. On peut alors constater que ces taux sont, presque toujours, plus élevés dans les ménages gérés par les hommes. Selon les caractéristiques des enfants, il apparaît que la prévalence du retard de croissance des enfants dans les ménages gérés par les hommes est plus élevée que dans les ménages gérés par les femmes quels que soient le sexe et l'âge des enfants, et pour les enfants de rangs 1,2 et 3 et de tous âges. Cependant, on note que les ménages gérés par les femmes enregistrent un taux de malnutrition plus élevé que celui des ménages contrôlés par les hommes chez les enfants de rangs 4 et 5 ou plus.

Suivant les caractéristiques des parents, on peut observer que les taux de malnutrition en fonction des années d'instruction de la mère sont généralement plus élevés dans les ménages gérés par les hommes, comparativement aux ménages ayant à leurs têtes des femmes. Par exemple, la prévalence du retard de croissance des enfants de moins de 60 mois dans les ménages masculins pour les mères ayant trois années d'instruction secondaire (18 pour cent) est trois fois plus élevée que pour leurs consœurs des ménages féminins (6 pour cent). Notons, d'après la figure 2.3 illustrant notamment l'évolution des taux de malnutrition en fonction des années d'instruction secondaire de la mère dans les deux catégories de ménages, qu'au-delà de la dixième année, les ménages féminins sont désavantagés en termes de malnutrition des enfants.

Relativement au niveau de vie, les données du tableau 4.3 montrent que la prévalence de la malnutrition dans les ménages masculins classés pauvres et riches est plus forte que dans les ménages féminins ayant des niveaux de vie identiques. Ainsi, par exemple, dans les ménages masculins considérés comme pauvres, le taux de malnutrition chronique est d'environ 24 pour cent tandis qu'il est d'environ 18 pour cent dans les ménages féminins considérés également comme pauvres. A l'inverse, la prévalence du retard de croissance est légèrement plus faible pour les enfants appartenant aux ménages de niveau de vie

intermédiaire dirigés par les hommes que pour ceux de la même catégorie de ménages dirigés par les femmes.

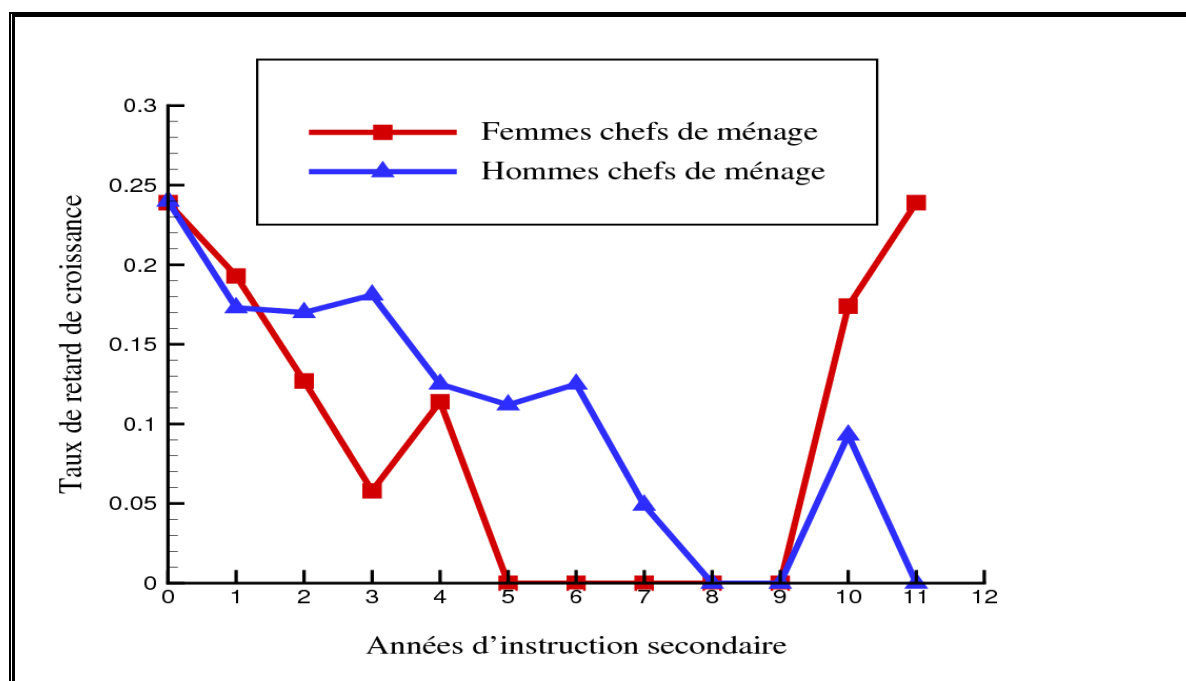


Figure 2.3 : Taux de retard de croissance selon les années d'instruction secondaire de la mère – Gabon 2000

Tableau 4.3 : Incidence du retard de croissance des enfants de moins de 60 mois selon l'âge, le sexe et le rang de naissance des enfants (%) – Ménages gérés par les femmes – Ménages gérés par les hommes – Gabon 2000

Paramètres Variable/catégorie de ménage	Femmes chefs		Hommes chefs	
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
<b>Sexe</b>				
Garçons	0,173	0,380	0,221	0,415
Fille	0,175	0,382	0,182	0,386
<b>Age</b>				
0-6 mois	0,000	0,000	0,037	0,190
7-24 mois	0,253	0,437	0,255	0,436
25-48 mois	0,174	0,381	0,213	0,410
49-60 mois	0,157	0,384	0,214	0,411
<b>Rang</b>				
Rang1	0,029	0,170	0,188	0,391
Rang2-3	0,138	0,347	0,209	0,407
Rang4	0,205	0,411	0,178	0,383
Rang5 ou plu	0,232	0,424	0,215	0,411
<b>Ensemble</b>	0,174	0,380	0,202	0,401

Suivant le milieu de résidence, pour finir, on constate qu'à Libreville/Port-Gentil, l'incidence du retard de croissance chez les enfants appartenant aux ménages gérés par les femmes est plus faible que chez ceux appartenant aux ménages gérés par les hommes. Ainsi, dans le premier groupe de ménage l'incidence du retard de croissance est de 11 pour cent



tandis qu'elle est de 18 pour cent dans le second groupe de ménages. Une situation similaire est observée dans les Autres villes où, les ménages gérés par les femmes présentent un taux d'insuffisance pondérale qui s'élève à 14 pour cent alors que celui relevé dans les ménages masculins est de 22 pour cent. Rappelons que les ménages féminins sont une majorité à vivre en milieux urbains (voir tableau A1.3, en annexe), et que ce dernier est connu pour être caractéristique d'un meilleur état nutritionnel. Cette situation contribue, sans aucun doute, à renforcer l'avantage en termes de situation nutritionnelle générale des ménages féminins que l'on observe ici. Cependant, l'incidence du retard de croissance dans les ménages féminins habitant le milieu rural est légèrement plus forte que dans les ménages masculins vivant également en zone rurale.

## **2. L'insuffisance pondérale**

L'insuffisance pondérale, dans cette section, est appréhendée à l'aide de statistiques descriptives. A cet égard la discussion portera sur l'incidence de cette forme de malnutrition, ses caractéristiques générales et ses caractéristiques suivant le sexe du chef de ménage.

### **2-1 Incidence de l'insuffisance pondérale**

D'après les résultats du tableau 2.3, construit à partir de l'EDS2000 du Gabon, 11,50 pour cent des enfants de moins de 60 mois qui constituent notre échantillon présentent une insuffisance pondérale. Ce résultat illustre bien que le retard de croissance, dont la prévalence atteint 20 pour cent, constitue la forme de malnutrition la plus répandue chez les enfants gabonais<sup>135</sup>.

### **2-2 Caractéristiques générales de l'insuffisance pondérale**

Comme pour le retard de croissance, les caractéristiques générales de l'insuffisance pondérale dont il est question sont celles en rapport avec: (i) le sexe, l'âge et le rang de naissance de l'enfant ; (ii) l'instruction du père et de la mère de l'enfant ; (iii) le niveau de vie et le milieu de résidence du ménage auquel appartient l'enfant.

L'analyse des données du tableau 2.3 montre que, tout comme pour le retard de croissance, l'insuffisance pondérale frappe davantage les garçons que les filles. En effet, le taux d'insuffisance pondérale chez les enfants filles s'élève à 10,60 contre 12,40 pour cent chez les enfants garçons. Ce résultat peut être prévisible. En fait, il semble que lorsque l'on

---

<sup>135</sup> Précisons que l'émaciation, la troisième forme de malnutrition, n'affecte pas plus de 2 pour cent des enfants de notre échantillon.

observe une incidence du sexe de l'enfant pour une forme donnée de malnutrition, le même constat apparaît pour toute autre forme de malnutrition. Par conséquent, on peut supposer que le sexe de l'enfant a également une incidence en termes d'émaciation.

Le tableau 2.3 démontre également que la distribution de l'insuffisance pondérale des enfants en fonction de leur âge ressemble fortement à celle observée pour le retard de croissance. Ainsi, la malnutrition augmente globalement avec l'âge des enfants, notamment, lorsqu'ils ont entre 7 et 24 mois. A cet égard, la classe d'âge 7–24 mois constitue celle où la prévalence de l'insuffisance pondérale est la plus forte, par rapport aux autres groupes d'âge compris entre 0 et 60 mois. Entre 0 et 6 mois, l'incidence de l'insuffisance pondérale est la plus faible, le taux étant situé à 2 pour cent. Les chiffres correspondants pour les groupes d'âges 25–48 mois et 49–60 mois sont, respectivement, de 11 et 9 pour cent environ.

Par ailleurs, le tableau 2.3 montre qu'il existe de légères différences de situation nutritionnelles selon le rang de naissance, les enfants de rangs 2 et 3 (13 pour cent) suivis par ceux de rangs 5 et plus (12 pour cent) étant les plus affectés par l'insuffisance pondérale. Toutefois, l'incidence de l'insuffisance pondérale apparaît plus répandue chez les enfants de rang 1 (les aînés) entre 0 et 6 mois. La distribution de l'insuffisance pondérale chez les enfants en fonction de leurs rangs de naissance ressemble fortement à celle observée dans le cas de retard de croissance.

Après avoir décrit l'incidence de l'insuffisance pondérale en fonction des caractéristiques de l'enfant, nous allons à présent détailler sa distribution suivant les caractéristiques des parents et des ménages. En ce qui concerne les caractéristiques parentales, le tableau 5.3 montre que le taux d'insuffisance pondérale baisse à mesure que le père ou la mère effectuent des années d'instruction formelle. Par rapport à l'éducation de la mère, par exemple, la baisse au cours du cycle primaire est nettement remarquable à partir de la troisième année. C'est ainsi que le taux d'insuffisance pondérale des enfants passe de 25 pour cent lorsque leurs mères effectuent trois années de primaire à 9 pour cent lorsqu'elles bénéficient de six années de primaire. La tendance à la baisse des taux d'insuffisance pondérale observée au fil des années d'instruction primaire des mères se poursuit durant les années d'études secondaires. Au cours du cycle secondaire, les taux d'insuffisance pondérale, qui restent tous en dessous de ceux relevés durant les années du primaire, finissent par être nuls pour les enfants dont les mères ont 7, 8 ou 9 années d'instruction secondaire. Relativement à l'instruction du père, les bénéfices apportés par l'accumulation des années

d’instruction sont nettement perceptibles à partir de la quatrième année de scolarité primaire. Dès lors, les taux d’insuffisance pondérale diminuent fortement et de façon continue, passant de 28,50 pour cent chez les enfants dont les pères ont quatre années d’éducation primaire à 14,50 pour cent chez ceux dont les pères ont cinq années, puis à 10,20 pour cent chez ceux dont les pères ont effectué six années. Durant le cycle secondaire des pères, la prévalence de l’insuffisance pondérale chez les enfants ne dépasse jamais 15 pour cent. Le taux le plus élevé situé à 14,80 concerne les enfants de pères n’ayant qu’une année d’instruction secondaire. Tout au long de la scolarité secondaire des pères la prévalence de l’insuffisance pondérale connaît une baisse lente et progressive. En somme, entre la fin du cycle primaire et du cycle secondaire des pères, la prévalence de l’insuffisance pondérale des enfants passe de 10 pour cent à 6 pour cent. Lorsque l’on compare ces derniers chiffres à ceux correspondants pour les mères (9 pour cent en fin de primaire contre 0 pour cent pour une scolarité secondaire maximum), on constate que, globalement, l’éducation du père a une incidence sur l’insuffisance pondérale qui est sensiblement moins forte que celle liée à l’éducation des mères.

S’agissant des caractéristiques du ménage, le tableau 5.3 indique, en premier lieu, qu’il existe certaines différences de situations nutritionnelles selon le niveau de vie des ménages<sup>136</sup>. Ainsi, alors que chez les enfants appartenant aux ménages pauvres la prévalence de l’insuffisance pondérale est de 14 pour cent, chez ceux des ménages intermédiaires et non pauvres elle est, respectivement, de 10,60 et 8,30 pour cent. En deuxième lieu, les résultats du tableau 5.3 permettent d’observer que les taux d’insuffisance pondérale sont plus élevés pour les enfants des ménages situés en zone rurale que pour ceux localisés en zone urbaine. Dans l’ensemble, l’incidence de l’insuffisance pondérale est environ deux fois plus importante dans les campagnes, comparativement aux deux principales villes que sont Libreville/Port–Gentil. Dans les villes secondaires la prévalence du retard de croissance, certes plus faible qu’en milieu rural, demeure tout de même à un niveau situé un peu au dessus du niveau national.

### **2–3 Caractéristiques de l’insuffisance pondérale selon le sexe du chef de ménage**

Le tableau 5.3, ci–dessous, présente les taux de malnutrition dans les ménages féminins et masculins, et appelle deux commentaires majeurs.

---

<sup>136</sup>Le niveau de vie, rappelons-le, est exprimé en termes de stratification socio-économique en trois groupes: non pauvres, intermédiaires et pauvres.

Tout d'abord, on observe qu'en général, la prévalence de l'insuffisance pondérale chez les enfants de moins de 60 mois est plus importante dans les ménages ayant à leurs têtes des hommes que dans les ménages contrôlés par les femmes. Environ 12 pour cent des enfants des ménages gérés par les hommes souffrent d'insuffisance pondérale, contre 8 pour cent environ des enfants appartenant aux ménages gérés par les femmes.

Ensuite, il apparaît que cette situation caractérisée par un taux d'insuffisance pondérale plus important dans les ménages masculins que dans les ménages féminins, observée au niveau global, est également présente selon la quasi-totalité des caractéristiques des enfants, de leurs parents et des ménages auxquels ils appartiennent. A cet égard, plusieurs observations peuvent être faites. En premier lieu, d'après le tableau 5.3, le taux d'insuffisance pondérale des enfants dans les ménages gérés par les hommes est plus important que dans les ménages contrôlés par les femmes quel que soit l'âge, le rang de naissance et le sexe de l'enfant. Ajoutons que, en fonction des caractéristiques des enfants, les différences entre les deux catégories de ménages sont plus prononcées chez les enfants de rang 4. Concernant ce dernier point, il peut être utile de rappeler que dans le cas du retard de croissance, le différentiel de taux pour les enfants de rang 4 désavantageait sensiblement les ménages gérés par les femmes plutôt que ceux gérés par les hommes. Par ailleurs, on note, contrairement à ce qui a été observé au niveau général ainsi que dans les ménages gérés par les hommes, que dans les ménages gérés par les femmes les enfants filles sont plus atteintes d'insuffisance pondérale que les enfants garçons.

**Tableau 5.3 Incidence de l'insuffisance pondérale des enfants de moins de 60 mois selon l'âge, le sexe et le rang de naissance des enfants (%) – Ménages gérés par les femmes – Ménages gérés par les hommes – Gabon 2000**

Paramètres Variables/catégorie de ménage	Femmes chefs de ménages		Hommes chefs de ménages	
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
<b>Sexe</b>				
Garçons	0,063	0,245	0,129	0,309
Fille	0,095	0,294	0,107	0,335
<b>Age</b>				
0-6 mois	0,000	0,000	0,024	0,153
7-24 mois	0,104	0,307	0,180	0,384
25-48 mois	0,071	0,259	0,112	0,315
49-60 mois	0,110	0,316	0,086	0,281
<b>Rang</b>				
Rang1	0,071	0,259	0,108	0,311
Rang2-3	0,092	0,267	0,130	0,337
Rang4	0,000	0,000	0,095	0,293
Rang 5 ou plus	0,093	0,291	0,122	0,328
<b>Ensemble</b>	0,081	0,272	0,119	0,323

**Tableau 6.3 : Incidence de l'insuffisance pondérale chez des enfants de moins de 60 mois selon la scolarité des parents, le niveau de vie et le milieu de résidence (%) – Gabon 2000**

Paramètres	Ensemble		Femmes chefs de ménages		Hommes chefs de Ménages		N (pondérés)
Variables	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	
<b>Insuffisance pondérale<sup>1</sup></b>	<b>0,115</b>	<b>0,319</b>	<b>0,080</b>	<b>0,272</b>	<b>0,118</b>	<b>0,323</b>	<b>3572</b>
<i>Education maternelle</i>							
Femmes analphabètes	0,103	0,375	0,064	0,245	0,169	0,375	679
Femmes alphabètes	0,169	0,304	0,162	0,373	0,106	0,308	2896
<i>Primaire (en années)</i>							
0,00	0,145	0,353	0,161	0,376	0,144	0,351	281
1,00	0,198	0,404	0,000	0,000	0,203	0,407	38
2,00	0,174	0,381	0,259	0,455	0,162	0,371	108
3,00	0,249	0,434	0,223	0,440	0,251	0,435	170
4,00	0,197	0,399	0,138	0,362	0,200	0,401	231
5,00	0,106	0,307	0,023	0,153	0,113	0,316	711
6,00	0,089	0,285	0,065	0,247	0,091	0,288	2033
<i>Secondaire (en années)<sup>2</sup></i>					0,118		
0,00	0,147	0,354	0,115	0,320	0,149	0,356	2040
1,00	0,091	0,288	0,160	0,373	0,085	0,279	357
2,00	0,082	0,275	0,000	0,000	0,091	0,289	379
3,00	0,095	0,294	0,031	0,179	0,100	0,301	314
4,00	0,042	0,201	0,026	0,164	0,045	0,208	158
5,00	0,035	0,186	0,000	0,000	0,037	0,191	102
6,00	0,064	0,247	0,000	0,000	0,070	0,256	93
7,00	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	62
8,00	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	16
9,00	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	3
10,00	0,124	0,337	0,115	0,320	0,124	0,337	21
11,00	0,000	0,000	0,160	0,373	0,000	0,000	26
<i>Education du père</i>							
<i>Primaire (en années)</i>							
0,00	0,126	0,332	0,103	0,307	0,128	0,334	887
1,00	0,044	0,215	0,000	0,000	0,051	0,234	11
2,00	0,225	0,422	-	-	0,227	0,423	52
3,00	0,188	0,396	0,310	0,507	0,165	0,377	37
4,00	0,285	0,458	-	-	0,275	0,453	36
5,00	0,145	0,353	0,057	0,242	0,150	0,357	224
6,00	0,102	0,303	0,068	0,252	0,106	0,307	2326
<i>Secondaire (en années)<sup>2</sup></i>							
0,00	0,132	0,338	0,109	0,312	0,134	0,341	1916
1,00	0,148	0,356	0,000	0,000	0,155	0,363	151
2,00	0,110	0,314	0,000	0,000	0,115	0,320	174
3,00	0,114	0,319	0,123	0,335	0,114	0,318	328
4,00	0,111	0,315	0,000	0,000	0,119	0,324	233
5,00	0,055	0,230	0,000	0,000	0,059	0,238	152
6,00	0,076	0,266	0,128	0,346	0,071	0,258	189
7,00	0,070	0,256	0,035	0,192	0,074	0,263	135
8,00	0,137	0,349	0,000	0,000	0,143	0,356	35
9,00	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	35
10,00	0,097	0,298	0,000	0,000	0,102	0,305	72
11,00	0,066	0,249	0,000	0,000	0,076	0,266	152
<b>Niveau de vie du ménage</b>							
Non pauvres	0,084	0,277	0,000	0,000	0,091	0,287	713
Intermédiaire	0,106	0,308	0,101	0,302	0,106	0,309	1430
Pauvres	0,140	0,347	0,094	0,293	0,144	0,351	1429
<b>Milieu de résidence</b>							
Libreville/Port-Gentil	0,083	0,276	0,055	0,229	0,085	0,279	1665
Autres villes	0,120	0,326	0,048	0,215	0,127	0,333	915
Rural	0,165	0,371	0,167	0,376	0,165	0,371	992

(1) L'incidence du retard de l'insuffisance pondérale est appréhendée par rapport à 2 fois l'écart type ou plus au-dessous de la médiane de référence; (2) La scolarité secondaire dure normalement sept années. Ainsi, une durée supérieure à sept ans implique que l'individu concerné a connu des redoublements.

En deuxième lieu, le tableau 6.3, ci-dessus, se rapportant aux caractéristiques socio-économiques de l'insuffisance pondérale pour les ménages gérés par les femmes et par les hommes, révèle que les taux d'insuffisance pondérale en fonction des années d'instruction de la mère et du père sont généralement plus élevés dans les ménages gérés par les hommes que dans les ménages gérés par les femmes.

Le tableau 6.3 démontre également que les enfants appartenant aux ménages gérés par les hommes sont plus vulnérables sur le plan du statut nutritionnel que ceux résidant dans les ménages gérés par les femmes que les dits ménages aient un niveau de vie pauvre intermédiaire ou élevé. En outre, d'après le tableau 6.3, les ménages gérés par les hommes ont plus d'enfants atteints d'insuffisance pondérale que les ménages gérés par les femmes, pour le même milieu de résidence (rural ou urbain).

Enfin, on observe cependant une sensible inversion des disparités de malnutrition, l'écart de malnutrition profitant aux ménages gérés par les hommes, lorsque l'on observe la situation des mères alphabétisées. En effet, selon le tableau 6.3, dans les ménages gérés par les femmes, les mères alphabètes affichent un taux d'insuffisance pondérale de 16,20 pour cent, alors que dans les ménages gérés par les hommes le même groupe de femmes présente un taux de d'insuffisance pondérale de 10,60 pour cent.

## **B. Déterminants de la malnutrition**

L'analyse descriptive ayant été conduite, il s'agit maintenant d'identifier les déterminants du retard de croissance, d'abord, et de l'insuffisance pondérale ensuite. Le résultat du test de Chow, concernant les coefficients des régressions sur les deux sous échantillons de ménages formés à partir du sexe de leur chef, n'est significatif ni en ce qui concerne le retard de croissance, ni en ce qui concerne l'insuffisance pondérale<sup>137</sup>. Par conséquent, nous n'effectuerons pas d'analyses économétriques selon le genre des déterminants de la malnutrition.

### **1. Déterminants du retard de croissance**

Cette partie se propose d'analyser les déterminants du retard de croissance, ces derniers étant appréhendés à la fois à l'aide d'un modèle linéaire estimé par moindres carrés

---

<sup>137</sup> La valeur de cette statistique de Fisher pour le retard de croissance et l'insuffisance pondérale est, respectivement, de 1,25 et 1,45.

ordinaires et d'un modèle Probit binaire estimé par le maximum de vraisemblance. Le tableau 7.3 présente les résultats de ces estimations. A cet égard, bien que l'on puisse remarquer que les résultats produits par le modèle Probit semblent de meilleure qualité, les deux modèles sont exploités pour expliquer le retard de croissance. Ce faisant, en nous focalisant sur l'association entre la stratification socio-économique du niveau de vie et le retard de croissance des enfants, on peut observer que les strates de ménages intermédiaires et pauvres sont significativement liées à la malnutrition dans le sens attendu. C'est ainsi que les coefficients relatifs à ces deux strates générés par les modèles MCO et Probit sont significatifs, respectivement, à 10 et 1 pour cent. En fait, par rapport au modèle linéaire nos résultats indiquent que, toutes choses égales par ailleurs, la prévalence du retard de croissance des enfants de moins de 60 mois est significativement plus importante dans les ménages appartenant aux strates de niveau de vie intermédiaires et pauvres, comparativement aux non pauvres. Le modèle Probit, quant à lui, suggère que plus les enfants de moins de 60 mois font partie d'un ménage pauvre plus la probabilité de leur retard de croissance augmente. Ces résultats sont cohérents avec ceux de Fay et al. [2005] ; de Beaulière [2005] et de Lachaud [2003].

**Tableau 7.3 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants du retard de croissance des enfants de moins de 60 mois – Gabon 2000**

Paramètres Variables	OLS <sup>1</sup>		Probit <sup>2</sup>		
	$\beta$	$t^{3,4}$	$\beta$	$t^3$	Effet marginal <sup>5</sup>
<b>Constante</b>	12,303	1,772**	-0,584	-0,800	-0,145
<b>Age de l'enfant en mois<sup>6</sup></b>					
7-24 mois	-6,417	-5,032*	1,234	10,568*	0,308*
25-48 mois	-8,369	-6,901*	1,099	9,406*	0,274*
49-59 mois	-8,274	-6,517*	1,092	8,595*	0,272*
<b>Sexe de l'enfant<sup>7</sup></b>					
Garçon	0,022	0,046	0,182	3,588*	0,045*
<b>Rang de naissance<sup>8</sup></b>					
2 <sup>ième</sup> et 3 <sup>ième</sup> naissance	0,493	0,610	0,308	3,501*	0,076*
4 <sup>ième</sup> naissance	0,031	0,031	0,146	1,312	0,036
≥ 5 naissance	0,104	0,128	0,259	2,857*	0,064*
<b>Intervalle de naissance –nais préc. (mois)</b>	0,019	1,799**	-0,528	-4,001*	-0,001*
<b>Alphabétisation de la mère<sup>9</sup></b>	-0,965	-1,014	-0,130	-1,551	-0,032
<b>Education de la mère<sup>10</sup></b>					
Primaire	0,332	1,593	-0,009	-0,454	-0,002
Secondaire	-0,389	-0,303	-0,045	-2,563*	-0,011*
<b>Age de la mère lors de la naissance</b>					
Age	-0,813	-1,360	-0,056	-0,937	-0,014
Age <sup>2</sup> /100	2,484	1,588	0,053	0,725	0,013
<b>Education du conjoint/mari<sup>10</sup></b>					
Primaire	0,058	0,479	-0,006	-0,558	-0,17E-2
Secondaire	-0,048	-0,652	-0,023	-2,219*	-0,006*

Par ailleurs, les résultats du modèle Probit figurant au tableau 7.3 montrent que, comparativement aux ménages les plus aisés, le statut nutritionnel de l'enfant est surtout précaire dans les ménages pauvres. En effet, estimés par rapport à la moyenne des facteurs, toutes choses égales par ailleurs, les variations de probabilités inhérentes au fait pour des enfants d'appartenir aux ménages pauvres et intermédiaires plutôt qu'aux ménages non pauvres, sont respectivement, de 0,16 et 0,07.

**Tableau 7.3 (suite) : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants du retard de croissance des enfants de moins de 60 mois – Gabon 2000**

Paramètres Variables	OLS <sup>1</sup>		Probit <sup>2</sup>		Ef. Mg <sup>5</sup>
	$\beta$	$t^{3,4}$	$\beta$	$t^{3,4}$	
<b>Stratification socio-économique<sup>11</sup></b>					
Intermédiaires	-0,654	-1,738**	0,288	4,089*	-0,031*
Pauvres	-0,523	-1,863**	0,661	4,230*	-0,086*
<b>Présence du mari/conjoint<sup>9</sup></b>	-0,824	-1,444	-0,048	-0,823	-0,013
<b>Femme chef de ménage<sup>9</sup></b>	0,960	0,878	-0,109	-1,079	-0,027
Taille du ménage (log)	-0,042	-0,080	-0,009	-0,175	-0,002
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>					
Autres villes	-0,601	-0,569	0,591	4,102*	0,147*
Rural	-2,236	-1,964*	0,682	4,352*	0,170*
<b>Variables communautaires</b>					
<i>1. Enfants</i>					
Fièvre <sup>13</sup>	-0,028	-1,723**	0,001	0,679	0,3E-3
Toux <sup>13</sup>	0,003	0,179	-0,7E-3	-0,461	-0,19E-3
Diarrhée <sup>13</sup>	0,025	1,275	0,001	0,573	0,32E-3
Vaccination <sup>14</sup>	-0,032	-1,897**	-0,003	-1,960*	-0,90E-3*
<i>2. Femmes</i>					
Indice de Quételet <sup>15</sup>	0,181	1,331	-0,040	-2,569*	-0,010*
Accouchement assisté <sup>16</sup>	-0,040	-2,507*	-0,002	-1,095	-0,5E-3
Log vraisemblance					-1599,089
Chi-2 (sig)					378,699 (0,000)
R <sup>2</sup> ajusté	0,04079				
F (sig)	6,62 (0,000)				
pour cent cas bien classés					76,9
N	3572				3572

(1) La variable dépendante est le Z-score de la valeur de l'indicateur –taille-pour-âge pour le retard de croissance –par rapport à la médiane de référence. Voir le texte pour la spécification de ce dernier ; (2) La variable dépendante est codée 1 si l'enfant de moins de 60 mois souffre de retard de croissance, et 0 dans le cas contraire ; (3) Probabilité « two tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le  $t$  est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur-type ; (4) Les erreurs-types tiennent compte de l'hétéroscédasticité – correction de White ; (5) Effets marginaux : dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne des caractéristiques ; (6) Base= 0-6 mois ; (7) Base=filles ; (8) Base=première naissance ; (9) Base=oui ; (10) Nombre d'années pour chaque niveau d'instruction « spline » ; (11) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composantes principales non linéaire ; base=riches ou ménages appartenant au tiers supérieur de la distribution de l'indice des actifs ; (12) Base=Libreville/Port-Gentil ; (13) Proportion par cluster des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête, qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (Fièvre) ; (iii) de la toux (Toux) ; (14) Proportion par cluster du même groupe d'enfants ayant été vaccinés -BCG, Polio et DTCoq ; (15) Moyenne par cluster de l'indice de Quételet ou Indice de masse corporelle (IMC) des femmes ayant eu des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête ; (16) Pourcentage de femmes par cluster au cours des cinq dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié –médecin, infirmière, sage-femme.

Note : \*=significatif à 5 pour cent au moins ; \*\*=significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir de la base de données de l'enquête EDS 2000.



Le tableau 7.3 met également en évidence d'autres facteurs du retard de croissance. Premièrement, on observe que toutes les caractéristiques de l'enfant prises en compte dans notre étude sont significativement liées à son statut nutritionnel, dans la direction attendue. C'est ainsi que l'influence directe de l'âge des enfants sur leur retard de croissance est confirmée, quel que soit le modèle d'estimation retenu. Relativement au modèle linéaire, les coefficients relatifs aux différentes classes d'âge exprimé en mois sont significatifs et négatifs, ce qui indique que le statut nutritionnel de long terme des enfants se détériore à mesure qu'ils grandissent. L'estimation Probit permet de préciser l'évolution du retard de croissance en fonction de l'âge. En effet, il ressort de l'examen des effets marginaux, affichés au tableau 7.3, que par rapport au groupe 0–6 mois le retard de croissance qui augmente avec l'âge s'accumule entre 7 et 24 mois pour se stabiliser plus ou moins par la suite. L'effet marginal associé au groupe 7–24 est de 0,30. Les effets associés aux groupes 25–48 et 49–59 mois ne diffèrent quasiment pas car leurs valeurs sont proches de 0,27. Précisons que les coefficients et les effets marginaux associés aux différents groupes d'âge sont tous significatifs à 1 pour cent. Il faut également ajouter que l'âge de l'enfant a, comparativement à l'ensemble des variables explicatives y compris les strates de niveau de vie, l'impact le plus important sur le retard de croissance (voir tableau 7.3). *Le rang de naissance de l'enfant* s'avère être un déterminant de son état nutritionnel. En effet, les résultats du modèle Probit permettent de constater que, toutes choses égales par ailleurs, plus le rang de naissance est élevé, plus la probabilité du retard de croissance est élevée<sup>138</sup>. Une association significative est également observée entre la variable sexe de l'enfant et son statut nutritionnel. Nos résultats montrent que les garçons sont plus susceptibles d'être atteints de retard de croissance que les filles. L'issue selon laquelle les garçons tendent à être plus exposés au retard de croissance que les filles est cohérente avec les conclusions d'autres études [Sahn et Stifel, 2002, Lachaud, 2003 ; Mekonnen et al. 2005]. On constate, par ailleurs, qu'un intervalle intergénéral –intervalle entre la naissance de l'enfant examiné et celle de l'enfant précédent– plus long est susceptible de réduire le risque pour l'enfant d'avoir un retard de croissance.

Deuxièmement, l'estimation Probit présentée au tableau 7.3 indique que l'instruction secondaire des parents est inversement corrélée à la probabilité de retard de croissance. Autrement dit, plus la mère et/ou le père accumulent des années d'instruction au secondaire moins l'enfant court le risque d'avoir un retard de croissance. Ce résultat précise, en fait, une

---

<sup>138</sup> On rappelle que la base la première naissance.

tendance déjà perceptible lors de l'analyse descriptive (voir tableau A1.3, en annexe). Contrairement à ce que l'on a supposé, l'alphabétisation de la mère ne semble pas avoir l'effet escompté sur le retard de croissance. Par conséquent, au Gabon, le fait pour une mère de savoir lire et écrire ne suffit pas pour influencer les résultats nutritionnels de long terme de ses enfants. L'inverse a pu être observé ailleurs [Beaulière, 2005]. En revanche, nos résultats vérifient l'hypothèse qui suppose un effet bien plus important de l'instruction maternelle comparativement à celui de l'instruction paternelle. Ceci est particulièrement évident dans le cas de l'instruction secondaire. Ainsi, d'après le tableau 7.3, une année additionnelle d'instruction secondaire des mères induit une diminution de 0,011 point de la probabilité du retard de croissance des enfants. Du côté des pères, une année additionnelle d'instruction secondaire entraîne une baisse de 0,06 point, c'est-à-dire à peu près deux fois moins que celle obtenue pour les femmes.

Troisièmement, nos estimations mettent en exergue l'influence du milieu de résidence. Le modèle MCO indique que le statut nutritionnel des enfants en termes de retard de croissance est meilleur à Libreville/Port-Gentil, comparativement au milieu rural –le coefficient associé au milieu rural est négatif et significatif. Bien que négatif, le coefficient associé aux Autres villes n'est pas significatif. Toutefois, selon le modèle Probit, les coefficients associés à la variable Autres villes comme à la variable rurale sont significatifs à 1 pour cent. Ceci permet de conclure que le fait pour un enfant de résider en milieu rural ou dans les Autres villes, plutôt qu'à Libreville/Port-Gentil, accroît le risque de souffrir de retard de croissance. Par rapport à Libreville/Port-Gentil, ce risque augmente de 0,14 et de 0,17 lorsque les enfants résident, respectivement, dans les Autres villes et en milieu rural. Comme l'ont suggéré Sahn et Stifel [2002] pour la Côte d'Ivoire, cette situation peut refléter le fait que les populations de Libreville/Port-Gentil bénéficient d'une meilleure disponibilité et d'un meilleur accès aux soins et infrastructures de santé. Par ailleurs, il convient de remarquer que le milieu de résidence est l'un des déterminants les plus importants de la malnutrition des enfants représentée par le retard de croissance (voir les estimations des effets marginaux affichées au tableau 7.3).

Quatrièmement, les résultats concernant les facteurs communautaires montrent que seuls deux d'entre eux, l'un relatif aux enfants et l'autre relatif aux femmes, ont un impact significatif et conforme à nos attentes. Ainsi, après contrôle par des facteurs tels que le milieu de résidence ou le niveau de vie, il apparaît que la variable relative à la proportion par grappe des enfants qui au cours des 24 dernières heures ou des deux dernières semaines ont eu la

fièvre, a un impact négatif significatif sur le retard de croissance. De même, il est intéressant d'observer que la variable liée à la moyenne par grappe de l'IMC des femmes influe de manière évidente sur le retard de croissance. Le coefficient relatif à cette variable, obtenu à l'issue de l'estimation Probit, est négatif et significatif, ce qui signifie que plus cette moyenne est élevée plus la probabilité de retard de croissance est réduite.

Deux autres facteurs communautaires mis en évidence par nos estimations ont un impact ambigu sur le retard de croissance. Le premier facteur, significatif dans les deux modèles, concerne la proportion par grappe des enfants vaccinés. C'est ainsi que si le modèle Probit suggère que la probabilité de retard de croissance est inversement corrélée à ce facteur, l'inverse prévaut d'après le modèle MCO. Le deuxième facteur a trait au pourcentage des femmes par grappe ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté de personnel médical qualifié. D'après le modèle MCO suivant lequel le coefficient associé à cette variable est négatif et significatif à 1 pour cent, cette dernière influence négativement le statut nutritionnel des enfants. Ce résultat ne concorde pas avec nos prévisions. On peut remarquer que le coefficient relatif au pourcentage des femmes par grappe ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté de personnel médical qualifié, négatif selon le modèle Probit n'est pas significatif.

## **2. Déterminants de l'insuffisance pondérale**

Dans cette partie nous examinons les déterminants de l'insuffisance pondérale. Comme précédemment, ce sont les modèles MCO et Probit qui ont servi à estimer la relation entre la malnutrition en termes d'insuffisance pondérale et un ensemble de facteurs relatifs aux enfants, aux parents, au ménage et à la communauté. Il importe, relativement à l'interprétation des résultats, de signaler que les deux modèles sont de qualité comparable. Ils seront donc, tous deux, mis à contribution pour cette analyse.

Le tableau 8.3 présente les résultats des estimations MCO et Probit des facteurs explicatifs de l'insuffisance pondérale, et suggère plusieurs commentaires.

En premier lieu, la relation observée entre la stratification socio-économique des ménages, traduisant leur niveau de vie, et la malnutrition en termes d'insuffisance pondérale ne semble pas évidente, contrairement à ce que l'on a constaté lorsque la malnutrition était définie en termes de retard de croissance. Ainsi, bien que les coefficients associés aux strates socio-économiques intermédiaires et pauvres produits par les deux modèles –MCO et Probit–

affichent les signes attendus, seul celui inhérent à la strate des ménages pauvres, généré par l'estimation MCO, est significatif. Dans ces conditions, on peut avancer que tous les ménages ne sont pas systématiquement défavorisés, relativement aux ménages riches. En effet, seuls les ménages pauvres, c'est-à-dire ceux appartenant au tiers inférieur de la distribution de l'indice des actifs, ont une prévalence de l'insuffisance pondérale significativement plus importante que ceux des ménages non pauvres, ceux appartenant au tiers supérieur de la distribution de l'indice des actifs.

**Tableau 8.3 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de l'insuffisance pondérale des enfants de moins de 60 mois – Gabon 2000**

Paramètres Variables	OLS <sup>1</sup>		Probit <sup>2</sup>		
	$\beta$	t <sup>3,4</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	Effet marginal <sup>5</sup>
<i>Constante</i>	12,442	1,802**	-0,907	-0,774	-0,127
<i>Age de l'enfant en mois</i> <sup>6</sup>					
7-24 mois	-6,545	-5,156*	1,112	8,243*	0,183*
25-48 mois	-8,491	-7,036	0,839	6,160*	0,138*
46-59 mois	-8,333	-6,594*	0,742	4,940*	0,122*
<i>Sexe de l'enfant</i> <sup>7</sup>					
Garçon	0,093	0,188	0,133	2,283*	0,021*
<i>Rang de naissance</i> <sup>8</sup>					
2 <sup>ième</sup> et 3 <sup>ième</sup> naissance	0,608	0,804	0,289	2,923*	0,047*
4 <sup>ième</sup> naissance	0,199	0,198	0,021	0,162	0,003
≥ 5 <sup>ième</sup> naissance	0,082	0,101	0,191	1,843**	0,031**
<i>Intervalle de naissance –nais préc. (mois)</i>	0,016	1,539	-0,004	-2,800*	-0,7 E-3*
<i>Alphabétisation de la mère</i> <sup>9</sup>	-1,084	-1,146	-0,071	-0,761	-0,011
<i>Education de la mère</i> <sup>10</sup>					
Primaire	0,370	1,784**	-0,036	-1,625**	-0,005**
Secondaire	-0,035	-0,280	-0,063	-2,974*	-0,010*
<i>Age de la mère Lors de la naissance</i>					
Age	-0,841	-1,416	0,029	0,411	0,005
Age <sup>2</sup> /100	2,524	1,623**	-0,128	-0,685	-0,021
<i>Education du conjoint/mari</i> <sup>10</sup>					
Primaire	0,088	0,726	-0,012	-0,868	-0,002
Secondaire	-0,073	-0,986	0,002	0,202	0,4 E-3

En deuxième lieu, comme pour le retard de croissance, tous les facteurs liés à l'enfant ont un impact significatif sur l'insuffisance pondérale. De même, ils constituent des déterminants puissants, notamment l'âge. Toutefois, bien qu'ils ne changent pas de signes, l'ampleur de l'impact de tous ces facteurs est moins importante sur l'insuffisance pondérale. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, la variation de probabilité liée au sexe masculin relativement à l'insuffisance pondérale est de 0,021 contre 0,045 relativement au retard de croissance.

**Tableau 8.3 (suite): Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de l'insuffisance pondérale des enfants de moins de 60 mois – Gabon 2000**

Paramètres Variables	OLS <sup>1</sup>		Probit <sup>2</sup>		Ef. Mg <sup>5</sup> .
	$\beta$	$t^{3,4}$	$\beta$	$t^{3,4}$	
<b>Stratification socio-économique<sup>11</sup></b>					
Intermédiaires	-0,698	1,502	0,089	0,131	0,014
Pauvres	-1,909	1,626**	0,083	0,512	0,013
<b>Présence du mari/conjoint<sup>9</sup></b>	-0,862	-1,585	-0,077	-1,130	-0,012
<b>Femme chef de ménage<sup>9</sup></b>	0,995	0,913	-0,169	-1,347	-0,027
Taille du ménage (log)	-0,950	-0,182	0,075	1,213	0,012
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>					
Autres villes	-0,239	-0,227	0,082	0,549	0,013
Rural	-1,719	-0,517	0,177	1,075	0,029
<b>Variables communautaires</b>					
<i>1. Enfants</i>					
Fièvre <sup>13</sup>	-0,030	-1,852**	0,16E-2	0,767	0,20E-3
Toux <sup>13</sup>	0,18E-2	0,108	0,63E-3	0,328	0,10E-3
Diarrhée <sup>13</sup>	0,028	1,475	0,31E-3	0,114	0,52E-4
Vaccination <sup>14</sup>	-0,030	-1,802**	-0,21E-2	-1,052	-0,36E-3
<i>2. Femmes</i>					
Indice de Quételet <sup>15</sup>	0,181	1,335	-0,049	-2,727	-0,008**
Accouchement assisté <sup>16</sup>	-0,040	-2,498*	-0,19E-2	-0,922	-0,32E-3
Log vraisemblance				-1163,050	
Chi-2 (sig)		0,04082		230,083 (0,000)	
R <sup>2</sup> ajusté		6,43 (0,000)			
F (sig)					
pour cent cas bien classés				86,7	
N		3572		3572	

(1) La variable dépendante est le Z-score de la valeur de l'indicateur – poids-taille-pour-âge pour l'insuffisance pondérale – par rapport à la médiane de référence. Voir le texte pour la spécification de ce dernier ; (2) La variable dépendante est codée 1 si l'enfant de moins de 60 mois souffre de retard de croissance, et 0 dans le cas contraire ; (3) Probabilité « two tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le  $t$  est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur-type ; (4) Les erreurs-types tiennent compte de l'hétéroscédasticité – correction de White ; (5) Effets marginaux : dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne des caractéristiques ; (6) Base= 0-6 mois ; (7) Base=filles ; (8) Base=première naissance ; (9) Base=oui ; (10) Nombre d'années pour chaque niveau d'instruction « spline » ; (11) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composantes principales non linéaire ; base=riches ou ménages appartenant au tiers supérieur de la distribution de l'indice des actifs ; (12) Base=Libreville/Port-Gentil ; (13) Proportion par cluster des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête, qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (Fièvre) ; (iii) de la toux (Toux) ; (14) Proportion par cluster du même groupe d'enfants ayant été vaccinés -BCG, Polio et DTC0q ; (15) Moyenne par cluster de l'indice de Quételet ou Indice de masse corporelle (IMC) des femmes ayant eu des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête ; (16) Pourcentage de femmes par cluster au cours des cinq dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié –médecin, infirmière, sage-femme.

Note :\*=significatif à 5pour cent au moins ; \*\*=significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir de la base de données de l'enquête EDS 2000.

En troisième lieu, l'examen des résultats du tableau 8.3 permet d'observer que l'éducation de la mère, à la fois primaire et secondaire ou plus, influence positivement l'état nutritionnel de son enfant. De plus l'effet de l'éducation s'amplifie avec le niveau formel de scolarisation atteint. En effet, d'après les effets marginaux affichés au tableau 8.3, une année additionnelle d'instruction primaire induit une diminution de la probabilité d'insuffisance pondérale de 0,005 point tandis qu'une année additionnelle d'instruction secondaire entraîne une diminution de 0,010 point. En revanche, alors que l'instruction primaire du père affectait significativement le retard de croissance des enfants, celle-ci n'exerce aucune influence sur leur insuffisance pondérale. L'instruction secondaire du père ne semble toujours pas jouée de

rôle déterminant. Concernant les facteurs liés aux parents, nos résultats démontrent en outre que l'âge au carré de la mère est relié à l'insuffisance pondérale. Le coefficient relatif à l'âge au carré, affiché au tableau 8.3, est positif et significatif, ce qui signifie que plus les mères sont âgées, moins le niveau de malnutrition de leur enfants est important. Ce résultat confirme notre hypothèse de travail. Le coefficient associé à l'âge de la mère, négatif, indique que l'âge des mères est inversement relié à la malnutrition. Mais il n'est pas significatif. Notons que, ni l'âge de la mère ni l'âge au carré de la mère ne se sont révélés être des facteurs déterminants pour le retard de croissance.

En quatrième lieu, si on observe que la pauvreté a une certaine influence sur l'insuffisance pondérale, force est de constater que tous les autres facteurs liés au ménage ne semblent pas avoir d'impact sur l'insuffisance pondérale. L'absence de significativité des variables relatives au milieu de résidence sur l'insuffisance pondérale est particulièrement remarquable, lorsque l'on sait qu'elles jouaient un rôle prépondérant dans la détermination du retard de croissance. Toutefois, soulignons que le coefficient relatif à la variable indiquant la présence d'un mari ou d'un conjoint, obtenu à l'issue de l'estimation MCO, est significatif à 11 pour cent. Il s'agit d'un seuil très proche du seuil maximum admis qui est de 10 pour cent.

Enfin, le tableau 8.3 met en évidence, en fonction du modèle d'estimation, deux déterminants communautaires de l'insuffisance pondérale. Le premier concerne la variable proportion par zone des enfants qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des deux dernières semaines la fièvre, l'estimation MCO indiquant qu'elle a une influence négative sur le statut nutritionnel mesuré en termes d'insuffisance pondérale. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, une forte prévalence de la fièvre dans la communauté est susceptible de détériorer le statut nutritionnel des enfants. Le deuxième déterminant communautaire est la moyenne par grappe de l'IMC des femmes ayant eu des enfants parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1999, laquelle variable induit, selon l'estimation Probit, une diminution du risque d'insuffisance pondérale des enfants.

### **Conclusion du troisième chapitre**

La présente étude propose une analyse de la malnutrition des enfants. Dans cette optique, une analyse descriptive relative à l'incidence et aux caractéristiques de la malnutrition, d'une part, ainsi qu'un examen de ses déterminants, d'autre part, sont conduits. Plusieurs conclusions en résultent.

L'étude descriptive de la malnutrition définie en termes de retard de croissance et d'insuffisance pondérale, indique que chez les enfants de moins de 60 mois la malnutrition est un problème grave. Aussi, si les deux formes de malnutrition affectent les enfants de façon préoccupante, l'incidence du retard de croissance est, tout de même, deux fois plus importante. En outre, quelle que soit la forme de malnutrition, cette étude met en évidence l'existence de différence selon le sexe de l'enfant, les garçons étant sensiblement plus atteints de malnutrition que les filles. De même, les enfants de rang 2 ou 3, et 5 ou plus comme ceux âgés de 7–24 mois, qui sont au stade de leur sevrage, sont les plus frappés par la malnutrition. Sans surprise, les enfants de parents ayant un niveau d'éducation ou un niveau de vie élevés sont moins concernés par les problèmes de malnutrition (retard de croissance et insuffisance pondérale). Comme attendu, également, la prévalence de la malnutrition des enfants est plus forte en zone rurale. Par ailleurs, l'analyse descriptive selon le genre du chef de ménage permet d'observer que le retard de croissance et l'insuffisance pondérale sont plus importants dans les ménages gérés par les hommes. De plus, cette situation prévaut lorsque l'on compare les ménages féminins et masculins selon certaines des caractéristiques de l'enfant (telles que l'âge et le sexe) des parents (alphabétisation et années d'instruction) et du ménage (niveau de vie et localisation spatiale). Par exemple, dans les ménages gérés par les hommes le retard de croissance chez les enfants de 7–24 mois est plus élevé que dans les ménages gérés par les femmes pour les enfants de cette même catégorie d'âge.

L'analyse des déterminants de la malnutrition aboutit à des conclusions intéressantes. Premièrement, cette analyse montre qu'il existe une relation entre la pauvreté et la malnutrition. Néanmoins, cette relation est clairement mise en évidence et est relativement plus forte lorsque la malnutrition est appréhendée en termes de retard de croissance, que lorsque celle-ci est représentée par l'insuffisance pondérale. Deuxièmement, toutes choses égales par ailleurs, le statut nutritionnel des enfants de moins de 60 mois dépend principalement de leur âge. En effet, les effets marginaux obtenus par l'estimation Probit sont les plus élevés. D'autres facteurs ayant traits aux enfants comme leur sexe, leur rang de naissance ainsi que l'intervalle de naissance influent sur la malnutrition. Troisièmement, l'instruction des parents, notamment celle de la mère, constitue un déterminant de la malnutrition. Ainsi, un meilleur statut nutritionnel des enfants est positivement corrélé au niveau d'instruction des parents. Quatrièmement, d'autres facteurs comme l'âge des mères, le milieu de résidence, la proportion d'enfants vaccinés et l'IMC des femmes sont associés à la malnutrition. Tous les déterminants précédemment identifiés sont communs au retard de

croissance et à l'insuffisance pondérale, à l'exception de l'âge de la mère au carré et du milieu de résidence. En effet, l'âge de la mère au carré est uniquement associé à l'insuffisance pondérale tandis que le milieu de résidence n'a d'influence significative que sur le retard de croissance. Il semble, en fin de compte, que les caractéristiques du ménage que sont la pauvreté et le milieu de résidence fortement corrélées à la malnutrition en termes de retard de croissance n'affectent que de façon limitée voire pas du tout la malnutrition en termes d'insuffisance pondérale.



Chapitre 4

**PAUVRETE, INEGALITE DE SANTE ET  
GENRE AU GABON**

Plusieurs travaux empiriques ont mis en évidence l'existence de larges inégalités de santé, en particulier entre pauvres et non pauvres [Wagstaff 2000 ; Wagstaff et Watanabe, 2000 ; Mackenbach et al. 2006, Van de Poel et al. 2008]. Ainsi que le souligne Feachem [2000, p. 1], « presque partout dans le monde, les pauvres souffrent de mauvaise santé, et le fardeau est encore plus lourd pour les très pauvres ». De même, Wagstaff 2000 fait observer que, en matière de santé, les pays pauvres tendent à réaliser de moins bons résultats que les pays plus riches. Ces inégalités sont manifestes dans les résultats de santé, l'utilisation des

services de santé et dans les bénéfices tirés des dépenses publiques dans les services de santé [Wagstaff 2000]. C'est pourquoi, depuis une dizaine d'années, les inégalités de santé entre pauvres et non pauvres focalisent l'attention dans le monde de la recherche scientifique. Parallèlement, la réduction de ces inégalités est devenue un objectif prioritaire (central primordial) des gouvernements nationaux et des organisations internationales comme l'OMS, la Banque Mondiale et bien d'autres. D'ailleurs, l'OMS dans son Rapport sur la santé dans le monde de 2000 s'intéresse à la mesure des inégalités de santé en tant que dimension distincte de la performance des systèmes de santé [OMS, 2000]. Tout cela montre que, désormais, les seuls résultats moyens ne sont plus considérés comme suffisants pour refléter la performance d'un pays sur le plan sanitaire, et la distribution de la santé dans la population est aussi un indicateur essentiel [Gakidou et al. 2000].

En réalité, dans maints pays en développement, réduire les disparités de santé entre pauvres et non pauvres est un objectif difficile à atteindre, dans la mesure où les informations relatives aux inégalités de santé demeurent encore trop précaires [Lachaud, 2001c; Braveman et Eleuther, 2002]. En fait, les pays en développement connaissent globalement un déficit de recherche scientifique permettant une meilleure connaissance de l'ampleur des inégalités de santé, et surtout des causes de ces disparités. Or, comme le suggèrent Hosseinpoor et al. [2006], un tel examen des causes des inégalités constitue la base la plus efficace pour les décideurs politiques, puisqu'il permettrait d'indiquer plus spécifiquement le type de politiques et la manière dont les ressources devraient être orientées pour s'attaquer aux causes fondamentales des inégalités.

Le Gabon, à l'instar d'autres pays en développement, n'échappe pas aux considérations précédemment mentionnées. En effet, deux études ont démontré l'existence d'importantes inégalités socio-économiques de santé dans ce pays [Gwatkin et al. 2000 ; Van de Poel et al. 2008.]. En particulier, Van de Poel et al. [2008] ont constaté que le Gabon affichait un niveau d'inégalité socio-économique de la malnutrition des enfants de moins de cinq ans parmi les plus importants de ceux relevés en Afrique subsaharienne, et ce malgré un niveau moyen de cet indicateur de santé classé parmi ceux les plus faibles du sous continent. Comme très souvent, ces travaux, qui sont par ailleurs les seuls à traiter de la problématique des inégalités de santé dans ce pays, se limitent à l'évaluation de l'ampleur de l'inégalité socio-économique de santé, sans pour autant proposer un examen des causes de ces inégalités.

L'objectif de la présente étude est de contribuer à combler le déficit d'informations quant à l'ampleur et aux causes des inégalités socio-économique de santé au Gabon. Plus précisément, nous proposons, d'une part, d'appréhender la configuration de l'ampleur des disparités de la mortalité et de la malnutrition des enfants, selon le niveau de vie des ménages en termes d'actifs, et d'autre part, d'analyser les facteurs (déterminants) de cette inégalité relativement au retard de croissance. Ce faisant, nous rejoignons les auteurs cités plus haut sur deux points principaux. Le premier point est relatif à la conceptualisation des inégalités de santé. Ainsi, tout comme Wagstaff et Watanabe [2000], Brockerhoff et Hewwett [2000] et Mackenbach et Kunst [1997], l'inégalité de santé dans notre étude est définie suivant l'approche dite « bivariée » suggérant d'analyser l'inégalité de santé en fonction de la situation socio-économique (revenu, éducation, statut professionnel, ethnie, etc.) de l'individu. L'approche alternative qualifiée de « univariée », défendue par des auteurs comme Pradhan et al. [2003] et Gakidou et al. [2000], définit l'inégalité de santé en termes de différences entre individus dans une population. Les mesures de l'inégalité issues de cette approche sont construites conformément à la tradition propre à la mesure des inégalités de revenus. Le deuxième point concerne la mesure des inégalités socio-économiques ainsi que l'appréhension des causes de cette inégalité. A cet égard, l'inégalité de la mortalité et de la malnutrition des enfants est spécifiée par rapport à l'indice de concentration, et la mise en évidence des causes de cette dernière s'appuie sur une décomposition de cette inégalité et donc de cet indice [Wagstaff et al. 2003]. Précisons que notre étude constitue la première tentative de décomposition de l'inégalité socio-économique de la santé des enfants au Gabon.

Ce chapitre s'articule autour de deux grandes sections. La première section décrit les concepts et les méthodes qui fondent la réflexion sur les inégalités de santé. La deuxième section entreprend une investigation empirique. Dans cette dernière section, une première partie consacrée à l'analyse descriptive présente les résultats concernant l'ampleur des inégalités de la mortalité et de la malnutrition des enfants. Aussi, nous évaluons l'ampleur des inégalités de la mortalité et de la malnutrition des enfants en fonction du genre, c'est-à-dire en fonction du sexe du chef de ménage. Une deuxième partie de l'investigation qui correspond à un examen économétrique explicite les résultats relatifs aux facteurs de l'inégalité du retard de croissance des enfants. Cependant, dans la mesure où les analyses de la mortalité et de la malnutrition conduites dans les chapitres 2 et 3 ne commandent pas le développement d'une approche genre, le présent chapitre se contentera d'examiner les facteurs de l'inégalité au niveau national.

## **I. Inégalités de santé : revue des concepts et méthodes**

De manière générale, l'expression « inégalité de santé » est utilisée comme expression générique pour désigner les disparités en matière de santé entre les individus ou les groupes. Pourtant, dans la littérature théorique et empirique on distingue deux approches concernant la distribution de la santé. L'une est relative à l'inégalité *pure* de santé et l'autre a trait aux inégalités *sociales* de santé. Les aspects conceptuels et ceux liés aux méthodes de mesures pour chacune de ces deux approches sont l'objet de cette première sous-section.

### **A. Inégalité pure de santé : concepts et mesures**

#### **1. Concepts**

Gakidou et al. [2000] définissent les inégalités de santé comme étant les variations interindividus de l'état de santé dans une population. Cette définition de l'« inégalité de santé » est fidèle à l'idée centrale qui fonde l'approche de l'inégalité *pure* de santé. Dans cette approche, en effet, l'inégalité de santé est utilisée pour décrire le fait que la santé varie d'un individu à l'autre, certains individus ayant un haut niveau de santé, et d'autres un très bas niveau de santé. Ainsi, l'inégalité de santé spécifie l'étendu de la dispersion de la santé au sein de la population, et correspond à l'acception *univariée* (inconditionnelle ou marginale) décrite par Wolfson et Row [2001]. L'appréhension des inégalités de santé suivant la conception d'inégalité *pure* de santé rappelle immédiatement la démarche qui prévaut dans d'autres domaines pour l'étude des inégalités. On pense, notamment, à l'évaluation de l'inégalité de revenu. Dans l'ensemble, les tenants de l'approche de l'inégalité pure de santé partent du principe que la santé est un élément intrinsèque du bien-être de sorte qu'il faut se préoccuper des inégalités de santé, qu'elles soient ou non corrélées avec des inégalités touchant à d'autres aspects du bien-être [Gakidou et al. 2000 ; Gakidou et King, 2002 ; Pradhan et al. 2003]. Un des arguments très souvent mis en avant et qui découle directement de la précédente idée fondamentale, est que ladite approche n'impose pas a priori un mode de regroupement des individus (statut économique et social, ethnie...). En d'autres termes, on peut identifier les personnes ayant le pire état de santé sans avoir à choisir au préalable et arbitrairement les variables qui vont servir à déterminer les groupes sociaux [Murray et al. 2000]. Les auteurs favorables à la conception des inégalités pures de santé ont, par ailleurs, tenu à souligner le fait que cette approche permet de faire des comparaisons entre pays, et peut-être encore plus important, d'étudier les déterminants des inégalités. Les inégalités de

santé telles que définies dans ce paragraphe appréhendent effectivement les disparités de santé entre individus par rapport à l'ensemble des déterminants y compris le patrimoine génétique et le hasard. Pourtant, malgré tous ces atouts, rares sont les travaux qui ont été consacrés à l'inégalité *pure* de santé.

Dans la sous section suivante, nous analyserons les rares travaux relatifs à l'inégalité pure de santé disponibles dans la littérature. En même temps, nous exposerons les différents outils de mesure employés pour décrire cette inégalité pure de santé.

## **2. Mesures**

Les travaux de Le Grand [1987], sont régulièrement cités en référence pour résumer les études qui ont proposé de mesurer l'inégalité pure de santé [Wagstaff et Doorslaer, 2004 ; Wagstaff et al. 1991]. Dans ces travaux, Le Grand [1987] suggère de mesurer les inégalités de santé en utilisant les courbes de Lorenz et les coefficients de Gini. Plus précisément, l'auteur cherche à mesurer l'inégalité de l'âge au décès. La courbe de Lorenz de la santé obtenue est un graphique représentant en abscisses, les proportions cumulées de la population (en commençant par l'individu qui a le pire état de santé, qui est celui dont l'âge au décès est le plus bas et en terminant par celui qui a le meilleur état de santé, avec l'âge au décès le plus élevé), et en ordonnées, les proportions cumulées de l'indicateur de santé, données par les pourcentages cumulés de l'âge au décès. Ceci donne lieu à l'interprétation suivante : plus la courbe de Lorenz est éloignée de la diagonale vers le bas, plus le degré de l'inégalité est élevé. On dira que la distribution de la santé est parfaitement égalitaire si la courbe de Lorenz coïncide avec la diagonale (la première bissectrice) que l'on nomme aussi la diagonale d'égalité parfaite. Par la suite, la courbe de Lorenz est utilisée pour calculer le coefficient de Gini qui équivaut au double de l'aire (comprise) entre la courbe de Lorenz et la diagonale d'égalité parfaite. Le coefficient de Gini qui est une mesure de l'inégalité, notée  $G$ , varie de 0 (l'égalité parfaite) à 1 (l'inégalité complète c'est-à-dire que toute la santé de la population est concentrée entre les mains d'une seule personne). Mais il est reconnu que l'indice de Gini est incapable de capturer la dimension socio-économique de l'inégalité de santé. En effet, que la santé d'un individu malade s'améliore ou que celle d'un individu sain se détériore, l'événement est considéré comme une diminution des inégalités de santé, indépendamment du statut socio-économique des personnes concernées.

Gakidou et al. [2000] ont proposé une nouvelle approche permettant de définir et de mesurer les inégalités de santé. Dans leur travail, ces auteurs ont cherché tout d'abord à indiquer le paramètre de santé qu'il est souhaitable de voir également distribué dans la population. C'est ainsi qu'ils ont estimé que «la quantité la plus pertinente pour l'étude des inégalités de santé est la distribution des espérances de santé entre individus, calculée à l'aide d'une méthode clairement définie permettant de relier entre elles les distributions des risques sanitaires à des âges différents». Ainsi, Gakidou et al. [2000] basent la définition des inégalités de santé sur la notion d'espérance de santé. Précisons que les risques sanitaires, d'après ces auteurs, sont les probabilités de décès, d'incidence et de guérison des issues non fatales auxquelles chaque individu fait face à chaque âge. La combinaison de ces risques sanitaires pour un individu permet d'estimer son espérance de santé, c'est-à-dire le nombre d'années qu'il peut s'attendre à vivre en pleine santé [Gakidou et al. 2000]. Une telle approche du concept d'inégalité de santé a pour objectif le développement de mesures des inégalités de santé qui reflètent toute la gamme des issues sanitaires, fatales ou non. Ceci permet de tenir compte de la santé dans toute sa complexité. Après avoir opté pour l'espérance de santé comme indicateur de santé, Gakidou et al. [2000] ont proposé deux familles de mesures d'inégalités de santé : les écarts individuels par rapport à la moyenne et les écarts interindividus.

La mesure des écarts individuels par rapport à la moyenne compare la santé de chaque individu à l'état de santé moyen de la population. Cette mesure de l'inégalité prend la forme mathématique générale suivante :

$$IMD(\alpha, \beta) = \frac{\sum_{i=1}^n |y_i - \mu|^\alpha}{n\mu^\beta} \quad 1.4$$

où  $y_i$ ,  $\mu$  et  $n$  représentent respectivement la santé de l'individu  $i$ , la santé moyenne de la population et l'effectif de la population. Le paramètre  $\alpha$  change l'importance des différences de santé observées aux extrémités de la distribution par rapport à celles qui sont observées près de la moyenne de la distribution. Le paramètre  $\beta$ , quant à lui, détermine jusqu'à quel point la mesure est simplement relative par rapport à la moyenne, ou absolue. Lorsque  $\beta = 1$  la mesure est strictement relative, et lorsque  $\beta = 0$ , elle donne des écarts absolus par rapport

à la moyenne ; toutefois,  $\beta$  pourrait être toute valeur entre 0 et 1 reflétant diverses dimensions situées entre les écarts individuels absolus et relatifs par rapport à la moyenne.

La mesure des écarts interindividus consiste, quant à elle, à comparer la santé de chaque individu avec celle de chacun des autres. Ce type de mesure peut être représenté par la formule mathématique générale suivante :

$$IID(\alpha, \beta) = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|^\alpha}{2n^2 \mu^\beta} \quad 2.4$$

où  $y_i$ ,  $y_j$ ,  $\mu$ ,  $n$  désignent respectivement la santé de l'individu  $i$ , la santé de l'individu  $j$ , la santé moyenne de la population et l'effectif de la population. Les paramètres  $\alpha$  et  $\beta$  sont les mêmes que pour les mesures des écarts individuels par rapport à la moyenne définis précédemment. Notons, par ailleurs, que lorsque  $\alpha = 2$  l'écart individuel par rapport à la moyenne et l'écart interindividus pour une distribution donnée dans la population sont identiques. Pour toute autre valeur de  $\alpha$ , ils sont différents. A l'évidence, jusqu'ici, Gakidou et al. [2000] suggèrent deux familles de mesures à partir desquelles différentes mesures d'inégalité de santé peuvent être produites par modification des paramètres  $\alpha$  et  $\beta$ . Cependant, pour des comparaisons types surtout, il importe de choisir un indice unique des inégalités de santé pour résumer la distribution des espérances de santé dans une population. Pour les auteurs, ce choix suppose que l'on a répondu à trois questions essentiellement normatives : quel type de mesure convient-il d'utiliser ?, Quelle doit être la valeur de  $\alpha$  ? et quelle doit être la valeur de  $\beta$  ? Ces trois choix normatifs engagent des préférences individuelles qui, au lieu d'être arbitraires, peuvent être déterminées à l'aide d'une série de questions qui isolent l'effet de chacun sur l'indice d'inégalité. Pour illustrer ce qu'impliquent ces trois choix, les auteurs proposent des exemples dans lesquels, à chaque fois, des années d'espérance de santé sont transférées d'un individu relativement favorisé (ayant une longue espérance de santé) à un individu moins avantagé. Les opinions des individus sur le transfert qui entraîne la plus forte diminution de l'inégalité de santé sont recueillies pour expliciter les trois choix normatifs précédemment indiqués.

Le premier choix normatif consiste à indiquer si nous sommes davantage intéressés par des différences sanitaires absolues, des différences relatives, ou un mélange des deux.



Pour l'évaluer, nous allons reprendre l'exemple de Gakidou et al. [2000]. Considérons deux populations A et B qui présentent en leurs seins des distributions semblables de l'espérance de santé, mais à des niveaux différents. Dans la population A, la moyenne est de 20 ans et dans la population B, elle est de 60 ans. Dans la population A, 5 années d'espérance de santé sont transférées d'un individu qui a 35 ans d'espérance de santé à un autre chez qui cette espérance n'est que de 5 ans. Dans la population B, 5 années d'espérance de santé sont transférées d'un individu ayant une espérance de santé de 75 ans (la plus forte dans cette population) à un autre dont l'espérance de santé est de 45 ans (la plus faible dans cette population). En recueillant l'opinion des individus, concernant lequel de ces deux transferts entraîne la plus forte diminution de l'inégalité de santé, il sera possible de déterminer leurs préférences pour une valeur de  $\beta$  comprise entre 0 et 1.

Le deuxième choix normatif porte sur la manière dont il faut traiter les gains ou les pertes de santé qui se produisent aux extrémités de la distribution par rapport à ceux qui se situent près de la moyenne. Pour expliciter ce choix appuyons nous de nouveau sur l'exemple pris par Gakidou et al. [2000]. L'exemple en question considère deux populations ayant le même niveau d'espérance de santé, avec une valeur moyenne de 20 ans, ainsi que la même distribution de celle-ci. Dans la population A, 5 années d'espérance de santé sont transférées de l'individu ayant la plus forte valeur (35 ans) à celui qui a la plus faible (5 ans). Dans la population B, 5 années d'espérance de santé sont transférées de l'individu qui a 30 ans d'espérance de santé à celui qui n'a que 10 ans. Si on considère que le transfert qui a lieu dans la population A est celui qui entraîne la plus forte diminution des inégalités, la mesure utilisée devra donner un poids supérieur aux transferts de santé qui s'effectuent aux extrémités de la distribution. Ceci implique que la valeur de  $\alpha$  choisie est supérieure à 1. Si, par contre, on a ni de préférence pour l'une ni pour l'autre des deux situations,  $\alpha = 1$  est le paramètre qui convient.

Le dernier choix détermine si les préférences des individus sont pour un indice «unique» des inégalités de santé qui mesure les écarts individuels par rapport à la moyenne ou pour un indice qui mesure les écarts inter-individuels. C'est ainsi que dans un processus de transfert d'espérance de santé, ceux qui jugent que seul compte réellement le changement absolu réalisé –quelle que soit la situation des autres personnes dans la distribution– vont orienter leur choix sur une mesure des écarts individuels par rapport à la moyenne. Par contre, ceux qui pensent que ce qui compte n'est pas seulement le point de départ et d'arrivée d'un

individu mais aussi la situation du reste de la population, vont opter pour une mesure des écarts inter-individus.

En définitive, Gakidou et al. [2000] n'indiquent pas la forme exacte que devrait prendre la mesure des inégalités de santé. En effet, ils précisent bien qu'ils ne proposent pas d'éthique empirique pour résoudre le problème des choix normatifs. Mais ils donnent des pistes à suivre. A cet égard, ces auteurs suggèrent que la plupart des personnes opteront pour une mesure associant les inégalités absolues et relatives, attribuant un poids supérieur aux écarts les plus éloignés de la moyenne et prenant en considération les individus situés dans l'intervalle. Tous ces éléments poussent à croire que l'approche dont il est question ici doit être encore complétée ou renforcée. Par ailleurs, une autre dimension tout aussi cruciale que celle ayant trait au choix d'une mesure est celle qui se rapporte à la manière de rendre opérationnelle la mesure des inégalités d'espérance de santé. En d'autres termes comment appliquer la mesure des inégalités aux données empiriques? Il faut préciser qu'un des aspects conceptuels importants de l'approche de Gakidou et al. [2000] tient au fait que l'espérance de santé d'un individu ne peut être observée et qu'elle doit être estimée, puisque les risques sanitaires ne sont pas observés. En considérant qu'une approximation raisonnable de la distribution des risques sanitaires peut être obtenue à l'aide de diverses techniques, les auteurs proposent d'estimer la distribution de l'espérance de santé en quatre étapes: (i) la mesure de la distribution du risque de décès chez l'enfant ; (ii) la mesure de la distribution du risque de décès chez l'adulte ; (iii) la mesure de la distribution de l'espérance de vie et de l'espérance de santé par des analyses portant sur des zones restreintes ; (iv) la mesure de la distribution des issues non fatales. Ainsi, tous ces éléments montrent non seulement que le sujet du choix d'une mesure reste encore ouvert mais aussi que l'opérationnalisation de celle-ci demeure complexe. Ceci explique, en partie, pourquoi peu de travaux ont depuis lors utilisé cette approche. Parmi ces travaux, on compte ceux de Gakidou et King [2002]. L'approche que nous décrivons a également servi de cadre conceptuel de base à l'OMS pour mesurer, pour la première fois, les inégalités de santé présentées dans le Rapport sur la santé dans le monde 2000 [OMS, 2000]. Il convient de noter que, en raison du manque de données internationales, notamment celles relatives aux risques individuels parmi les groupes d'âges, les précédents travaux n'ont pu évaluer que l'inégalité de la survie chez les enfants jusqu'à l'âge de 2 ans. Ceci, d'après la stratégie décrite plus haut, ne représente qu'une dimension de la mesure de l'inégalité de la santé. Ajoutons, par ailleurs, que l'adoption par l'OMS de l'approche proposée par Gakidou et al. [2000] a non seulement permis à cette dernière de bénéficier

d'une large attention, mais lui a aussi valu d'être indirectement concernée par les critiques adressées à l'OMS sur ce sujet. Hormis les critiques portant sur les paramètres  $\alpha$  et  $\beta$ , le principal débat tourne autour du caractère probant et la pertinence de l'évaluation de l'inégalité interindividuelle par rapport à celle de l'inégalité entre groupes sociaux, un standard dans ce champ.

Pradhan et al. [2003] proposent une approche différente de celles de Le Grand [1987] et de Gakidou et al. [2000] pour mesurer l'inégalité de santé. Dans leur approche, ces auteurs retiennent comme indicateur de santé une mesure anthropométrique standardisée– la taille–pour–âge de l'enfant–. Les auteurs justifient le choix de la taille en tant qu'indicateur de santé servant à mesurer l'inégalité de santé. D'après eux, plusieurs éléments expliquent pourquoi la mesure de la taille est adaptée pour une meilleure description de la variabilité interpersonnelle des statuts de santé. Tout d'abord, comparé aux autres indicateurs de santé – la morbidité, la mortalité ou l'espérance de santé–, l'indicateur taille–pour–âge standardisé n'est pas sujet aux problèmes inhérents à la mesure des variables de santé –biais de sélection, possibilité de mesurer les données ou pas au niveau individuel, variabilité dans les techniques de mesure de la morbidité ou encore l'insuffisance de comparabilité des données entre pays et dans le temps, etc. Ensuite, en ce qui concerne l'évaluation des inégalités, les informations relatives à la taille présentent des propriétés intéressantes. Premièrement, contrairement à ce qui est observé dans les études des inégalités de revenu, la variable taille possède des limites naturelles, et sa distribution empirique dans une population en bonne santé est normale. Deuxièmement, en se servant de la taille, plutôt que d'autres mesures de la santé, les auteurs disent éviter qu'une amélioration de type Pareto<sup>139</sup> se produise du fait de nouvelles pratiques ou informations sanitaires, bien que l'inégalité sanitaire ait empiré. Ceci pourrait survenir, par exemple, si une nouvelle technologie diminuait la maladie coronarienne, aidant ainsi les plus riches, mais étant peu bénéfique pour les pauvres. Par conséquent, l'inégalité de santé augmenterait, mais une amélioration de type Pareto dans la dépense publique se produirait. Pour la taille, la quasi totalité des populations comprendront une grande partie des enfants dont le niveau de vie est très élevé. Dans ces conditions, ceux-ci atteindront leur taille potentielle génétique complète. Dans de telles populations, il existe une corrélation assez affirmée entre les réductions des inégalités de santé et les améliorations du bien-être général.

---

<sup>139</sup> C'est-à-dire une situation où la santé d'un individu s'améliore sans détériorer celle de l'autre.

Cependant, malgré ces caractéristiques intéressantes liées à l'utilisation de la variable «taille» pour mesurer les inégalités de santé, une considération fondamentale complique cette approche. Ce qui est en cause est le fait que dans une population en bonne santé, il y a une variation génétique dans le potentiel de taille des individus [Carr, 1988]. Par conséquent, il y aura toujours des variations au niveau des tailles des enfants, standardisées par l'âge et le sexe, même dans une population en bonne santé avec une égalité de santé complète. Pour écarter ce problème d'hétérogénéité des tailles des individus en bonne santé, Pradhan et al. [2003] ont recours à des mesures relevées sur une population en bonne santé pour établir le classement de la variation des tailles des enfants déterminée génétiquement. Ensuite, ils évaluent dans quelle mesure la distribution des tailles de leur échantillon, conditionnelle au genre et à l'âge, diffère de la distribution de santé de la population de référence pour mesurer l'inégalité de santé. Dans leur analyse, la population de référence de la NCHS représente la population en bonne santé. L'inégalité de santé dans cette population de référence est nulle par définition. Ainsi, l'inégalité dans les autres populations est établie relativement à l'inégalité dans la population de référence. Une fois l'indicateur de santé déterminé, pour appréhender l'inégalité de santé, Pradhan et al. [2003] ont combiné cet indicateur avec la mesure d'inégalités de Theil fondée sur l'entropie. Les auteurs utilisent la mesure d'entropie de Theil parce que cette mesure est décomposable en inter et intra groupe. A partir de là, les auteurs proposent de mesurer et de décomposer l'inégalité de santé. Avant tout, les mesures des tailles réelles des enfants composant leur échantillon ont été transformées en taille standardisées en utilisant la distribution des tailles selon l'âge et le sexe de la population de référence du NCHS. Ces mesures transformées (indice de retard de croissance) ont à nouveau été standardisées à l'aide d'un groupe de référence d'âge et de sexe: groupe composé de filles de 24 mois (cette deuxième standardisation vise à résoudre le problème d'hétérogénéité des tailles des individus en bonne santé). Toutes ces transformations ont conduit à définir l'équation 3.4 suivante :

$$H = F_{a, g}^{-1} (F_{a, g}(h)) \quad 3.4$$

où  $F$  est la fonction de distribution des tailles dans la population NCHS pour le groupe d'âge et de genre défini par âge ( $a$ ) et par genre ( $g$ ) et  $h$  est la taille réelle des enfants dans l'échantillon ;  $\bar{a} = 24$  mois ;  $\bar{g}$  féminin ;  $H$  est la taille standardisée.

A partir de là, Pradhan et al. [2003] définissent, l'indice de Theil de la distribution de la santé suivant:

$$T(k) = \frac{1}{N} \sum \ln\left(\frac{\mu}{H_i}\right) \quad 4.4$$

où  $N$  est la taille de l'échantillon dans le pays  $k$ ,  $\mu$  la taille moyenne standardisée dans l'échantillon et  $H_i$  la taille standardisée du  $i^{\text{ème}}$  enfant de l'échantillon. Alors, l'inégalité de santé est mesurée par l'inégalité du pays moins l'inégalité naturelle, qui prévaut dans la population de référence NCHS d'enfants en bonne santé. Elle peut s'exprimer comme suit:

$$I(k) = T(k) - T(NCHS) \quad 5.4$$

où  $T(NCHS)$  est l'indice de Theil pour la population en bonne santé, qui est la même pour tous les pays et est estimée avec les enfants de l'échantillon  $NCHS$ .  $T(k)$  capture la variation en tailles due à la distribution génétique naturelle et à tout retard de croissance due à une mauvaise santé, tandis que  $T(NCHS)$  capture seulement la variation génétique. Soustraire  $T(NCHS)$  à  $T(k)$  donne donc uniquement la variation des tailles due au retard de croissance. Par définition cette variation sera supérieure ou égale à zéro. Si elle vaut exactement zéro, l'échantillon dans le pays  $k$  est en aussi bonne santé que la population de référence, c'est-à-dire en parfaite santé. A l'instar de l'indice de Theil, l'indice d'inégalité –  $I(k)$  – est décomposable en inégalité inter-groupe et intra-groupe. Supposons maintenant un groupe de  $K$  pays, incluant certains pays sans retard de croissance et donc sans inégalité de santé. La décomposition mondiale a la forme suivante:

$$\begin{aligned} I(\text{monde}) &= T(\text{monde}) - T(NCHS) \\ &= \sum_{k=1}^k \frac{N_k}{N} [I(k)] + \frac{1}{N} \sum_{k=1}^k N_k \ln\left(\frac{\mu}{\mu_k}\right) \end{aligned} \quad 6.4$$

où  $\mu$  est la taille moyenne pour l'échantillon total,  $\mu_k$  est la taille moyenne pour le pays  $K$ ,  $N$  le nombre total d'observations et  $N_k$  le nombre d'observations dans le pays  $K$ . Alors que le second membre de l'équation [6.4] définit l'inégalité inter-pays comme l'inégalité au niveau moyen des pays, le premier fournit l'inégalité globale intra-pays. Pradhan et al. [2003] font

remarquer qu'il n'y a pas de niveau naturel d'inégalité inter-groupe. De plus, ils précisent que dans un monde en parfaite santé, le terme relatif à l'inégalité inter-pays serait nul. Pour finir, le choix du groupe de référence permettant de résoudre le problème des variations naturelles des tailles revêt une importance en soi. En effet, si les enfants vieillissent, la variation génétique des tailles augmente. Les auteurs expliquent que, de ce fait, ils peuvent influencer leur mesure d'inégalité par leur choix de l'âge et du sexe de référence (c'est-à-dire plus le groupe de référence est jeune, moins inégale est la distribution des tailles). Pour prendre en compte cet effet, ils proposent de diviser l'indice d'inégalité mondiale  $I(\text{monde})$  par l'inégalité de Theil relative au groupe de référence  $T(\text{NCHS})$ . On obtient ainsi l'équation suivante:

$$I^*(\text{world}) = \frac{I(\text{world})}{T(\text{NCHS})} = \sum_{k=1}^k \frac{N_k}{K} [I^*(k)] + \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^3 N_k \ln\left(\frac{\mu}{\mu_k}\right)}{T(\text{NCHS})} \quad 7.4$$

Ainsi, le choix d'un groupe de référence plus jeune induira une inégalité mondiale plus faible, mais il faudra aussi diviser cette dernière par un nombre plus faible.

Les concepts et les mesures liés à l'approche de l'inégalité *pure* de santé ayant été résumés, nous allons, dans ce qui suit, aborder ceux concernant les inégalités sociales de santé.

## **B. Inégalités sociales de santé: concepts et mesures**

### **1. Concepts**

Les inégalités sociales de santé constituent l'autre axe important de la littérature sur les inégalités de santé. De telles inégalités désignent les différences systématiques en matière de santé entre groupes sociaux. Cette approche des inégalités de santé est qualifiée par Wolfson et Row [2001] de «bivariée», dans la mesure où l'examen des inégalités sociales de santé considère la distribution jointe de la santé et du statut social. Très souvent les inégalités sociales de santé caractérisent des situations dans lesquelles les groupes situés au bas de l'échelle sociale exhibent systématiquement un fardeau de morbidité et/ou ont un taux de mortalité plus élevé que ceux des groupes plus aisés<sup>140</sup>.

---

<sup>140</sup> Il n'est pas exclu que pour certaines affections ou pour certaines causes de décès les inégalités de santé s'exercent au détriment des groupes défavorisés.

Les inégalités sociales de santé constituent, indiscutablement, le champ d'analyse qui a le plus mobilisé la recherche centrée sur les inégalités de santé. En effet, comme le soulignent Gakidou et King [2002], presque toutes les études sur les inégalités de santé ont examiné les différences dans les statuts de santé moyens entre groupes de personnes. Dans ce contexte, le choix de la variable utilisée pour répartir la population en groupes sociaux revêt une importance fondamentale. Or, il est bien connu que les traditions à cet égard varient d'un pays à un autre et/ou d'un domaine de recherche<sup>141</sup> à un autre [Murray et al. 2000 ; Kunst et Mackenbach [1994] ; Gakidou et King, 2002]. En fait, les variables supposées déterminer la position sociale et en fonction desquelles la population peut être divisée en groupes sont relativement nombreuses. Ainsi, on peut catégoriser les individus en fonction du revenu, du statut d'emploi, du niveau d'éducation, des dépenses, du milieu de résidence, de l'appartenance ethnique, de l'âge, du genre, etc. Néanmoins, Kunst et Mackenbach [1994] estiment que les variables les plus importantes sont le revenu, l'éducation et le statut professionnel. Aussi, ces derniers auteurs précisent que si l'on doit néanmoins choisir un indicateur unique, le niveau d'éducation est susceptible d'être un bon choix dans de nombreuses circonstances, car il est non seulement facile à mesurer, mais, il est aussi très important dans la détermination du statut de santé. Ce choix peut également être fait par mimétisme, probablement en vue d'effectuer des comparaisons. Il reste que, même en tenant compte des limites liées à l'évaluation et à l'opérationnalisation des diverses variables candidates pour la catégorisation sociale, les études disponibles ont souvent privilégié le revenu, le statut d'emploi ou l'éducation [Mackenbach et Kunst, 1997 ; Van Doorslaer et al. 1997 ; O'Donnell et al. 2008]. Une des explications à cela réside dans le fait que certains auteurs tels que [Mackenbach et Kunst, 1997] considèrent que les inégalités socio-économiques que déterminent le revenu, le niveau d'éducation ou encore le statut professionnel sont beaucoup plus importantes que d'autres types d'inégalités en matière de santé entre groupes au sein des pays. Une réalité qui pour ces auteurs justifie que le terme général d'inégalité de santé puisse être utilisé comme raccourci pour désigner le terme spécifique d'inégalité socio-économique. Généralement, tout le monde s'accorde pour reconnaître que les inégalités sociales de santé sont un problème complexe, elles peuvent être de nature sociale, économique ou géographique. Mais, elles peuvent aussi avoir une dimension biologique [Murray et al. 2000].

---

<sup>141</sup> Les recherches à visée sociologique, par exemple, examineront les inégalités de santé parmi les classes sociales et celles qui souhaitent mettre l'accent sur la dimension économique des inégalités mesureront les différences de statut moyen de santé entre groupes de revenus.

L'approche d'inégalité sociale de santé correspond à l'approche *bivariée* telle que décrite par Wolfson et Row [2002]. Ces auteurs la qualifient ainsi en expliquant qu'elle consiste à définir les inégalités de santé en relation avec une variabilité systématique liée à la stratification sociale. L'approche dite d'inégalité sociale de santé a pour fondement l'idée centrale suivant laquelle les groupes situés au bas de l'échelle sociale sont défavorisés dans d'autres dimensions qui contribuent au bien-être. A cet égard, Munro [2007], tout en reconnaissant que l'inégalité de santé est un problème complexe, soutient en même temps qu'il s'agit d'un problème simple. Simple parce que, « à la base, l'inégalité de santé n'est pas réellement un problème de santé, ou de soins ou encore de médecine. C'est un problème d'inégalité. C'est l'inégalité sociale –l'inégalité dans l'accès au pouvoir et aux ressources– qui résulte en inégalité de santé...». Ajoutons que des preuves convergentes existent dans le monde qui montrent que les gens défavorisés sur le plan socio-économique portent le plus lourd fardeau de la maladie et ont des taux de mortalité plus élevés que leurs congénères mieux lotis [Mackenbach et Kunst, 1997 ; Wagstaff, 2000]. Ces inégalités sociales de santé ont donc tendance à être considérées comme n'étant pas que de simples inégalités mais comme étant des *iniquités*. Autrement dit, les inégalités liées au statut social deviennent injustes et inéquitables dès lors que le mauvais état de santé est dû à une mauvaise distribution sous-jacente des déterminants sociaux de la santé (inégalité de chance en matière d'éducation ou d'emploi, par exemple). De ce fait, dans la littérature le terme inégalités sociales de santé est souvent employé comme synonyme du terme iniquités de santé. C'est dans ce contexte que certains défenseurs de l'approche d'inégalité sociale de santé tels que Wagstaff et al. [1991], Mackenbach et Kunst [1997], Munro, [2007], suggèrent que celle-ci est la meilleure qui soit, voir l'unique qui devrait exister. Toutefois, aujourd'hui, la réduction des inégalités socio-économiques est un objectif prioritaire dans beaucoup de pays. Aussi, le succès dans une telle entreprise ne peut être évalué que si ces inégalités peuvent être mesurées. C'est l'objet de la sous section suivante, dans laquelle nous procéderons à une brève revue des principales mesures, disponibles dans la littérature sur les inégalités sociales ou socio-économiques en matière de santé.

## **2. Mesures**

La littérature propose diverses méthodes permettant de mesurer les inégalités socio-économiques en matière de santé. Ces différentes méthodes ont été résumées dans les travaux de Wagstaff et al. en 1991, puis par ceux de Mackenbach et Kunst en 1997. Ces derniers travaux constitueront la « matière première » utilisée pour édifier ce qui va suivre. Ici, Il



s'agira, dans un premier temps, de rappeler les propriétés des différentes mesures et, dans un second temps, de procéder à leur analyse proprement dite.

## **2-1 Propriétés des mesures d'inégalité sociale de santé**

Les travaux de Wagstaff et al. [1991] au sujet de la mesure des inégalités de santé constituent le point de départ de nombreuses recherches dans le domaine qui nous intéresse présentement. Dans ces travaux dont l'objectif principal, clairement indiqué, est de procéder à une revue critique des différentes mesures d'inégalité à leur disposition, Wagstaff et al. [1991] tiennent à mettre en avant trois propriétés des mesures d'inégalités de santé. Ils vont ainsi argumenter qu'une bonne mesure d'inégalités devrait satisfaire à trois exigences minimales: (i) refléter la dimension socio-économique des inégalités de santé ; (ii) traduire l'expérience de l'ensemble de la population ; (iii) être sensible aux changements dans la répartition de la population entre groupes socio-économiques.

Une seconde recherche ayant guidé un grand nombre d'analyses, dont la notre, dans le domaine de la mesure d'inégalités socio-économiques de santé, est celle produite par Mackenbach et Kunst [1997]. Ces derniers auteurs ont relevé une large palette de mesures d'inégalités socio-économiques de santé dont ils ont d'abord analysé les propriétés. C'est ainsi que dans leur recherche, Mackenbach et Kunst [1997] ont mis en évidence trois caractéristiques majeures qui permettent de distinguer ces diverses mesures.

La première caractéristique se rapporte au mode d'expression des mesures d'inégalités de santé qui peut être relatif ou absolu. Dans leur version relative, les mesures d'inégalités mettent en rapport l'expérience en matière de santé d'un groupe socio-économique, très souvent le plus défavorisé, avec soit celle d'un autre groupe, très souvent le plus aisé, soit celle de la population dans son ensemble. Ce rapport est exprimé en pourcentage. La version absolue des mesures, quant à elle, repose, plus ou moins, sur un calcul de la différence entre la fréquence des problèmes de santé du groupe le plus haut classé dans l'échelle et celle du groupe le plus mal placé. Mackenbach et Kunst [1997] estiment que ces deux perspectives sont importantes. En effet, les auteurs expliquent que si les mesures relatives sont généralement plus faciles à interpréter et donc largement adoptées, il reste néanmoins qu'un taux d'un rare problème de santé à un niveau de 50 pour cent plus élevé peut être beaucoup moins préoccupant en santé publique qu'un taux d'un problème de santé fréquent d'un niveau de 10 pour cent plus élevé. Cependant, depuis que l'OMS dans son rapport sur la santé dans le

monde 2000 considère les inégalités de santé comme un indicateur à part entière des performances des systèmes de santé, la question de la mesure absolue versus mesure relative a soulevé un débat contradictoire. Il est précisément question d'indiquer lesquelles, des mesures relatives ou absolues, conviennent le mieux pour l'évaluation des inégalités de santé. Pour certains analystes, l'utilisation des mesures relatives pour le suivi des inégalités doit être faite avec précaution. Ces derniers font comprendre que l'augmentation des inégalités qui découlerait de cet usage est quasiment inévitable lorsque le niveau global de l'indicateur de santé (par exemple la mortalité) baisse. De même, les ratios dans le résultat inverse (exemple, la survie), diminueraient presque nécessairement. Cela conduirait à des interprétations diamétralement opposées des aspects de l'inégalité. Ce dernier problème est évidemment écarté lorsque l'on utilise des mesures absolues de l'inégalité. En revanche, d'autres analystes soulignent que l'utilisation des mesures absolues de l'inégalité conduit «presque inévitablement» à de plus faibles inégalités lorsque les niveaux globaux des résultats de santé baissent, et que par conséquent les mesures basées sur les ratios sont plus significatives pour l'évaluation des inégalités de santé. Dans une récente étude, Houweling et al. [2007] concluent que les deux catégories de mesures, relatives et absolues, peuvent être importantes pour suivre les inégalités de santé, à condition que le niveau global des résultats de santé soit pris en compte<sup>142</sup>.

La deuxième caractéristique des mesures se rapporte au fait que peuvent être soit des mesures «d'effet», soit des mesures «d'impact total». Les mesures «d'effet» regardent l'effet de la diminution du statut socio-économique sur la santé. Quant aux mesures «d'impact» total, en plus d'intégrer l'effet indiqué ci-dessus, elles prennent en compte l'ampleur des inégalités de statut socio-économique au sein de la population. Par exemple en tenant compte de la taille des groupes à faible statut socio-économique. Ainsi, dans le but d'examiner les inégalités de santé par niveau de revenu, une mesure de «l'effet» calculera la différence dans la prévalence des problèmes de santé entre deux classes de revenus. En face, une mesure de «l'impact total» combinera cette information avec les données sur l'ampleur des inégalités de revenu dans la population pour produire une estimation de l'impact de cette inégalité sur la santé de l'ensemble de la population. Plus l'inégalité de revenu sera élevée, plus cette mesure de «l'impact total» le sera également. En somme, la perspective choisie détermine si l'on doit tenir compte du degré des inégalités dans le statut socio-économique.

---

<sup>142</sup> Voir Houweling, Kunst et al. [2007] pour plus de précisions

La troisième caractéristique des mesures est révélée par l'observation qui peut être faite concernant celles-ci qui peuvent être simples (ou élémentaires) ou complexes (ou synthétiques). Un exemple de mesure simple peut être la mesure qui consiste à effectuer une comparaison des risques ou des taux d'incidence d'un problème sanitaire du groupe le plus haut et le plus bas par le calcul d'une différence. Les mesures simples ont l'avantage d'être faciles à calculer, directement interprétables, et de surcroît n'impliquent aucune restriction sur les données utilisées dans le calcul. Sur ce dernier point, précisons que l'échelle de mesure requise pour le statut socio-économique est ordinale ou même seulement nominale. Cependant, on peut regretter le fait général que les mesures simples ignorent une grande partie de l'information. En effet, certaines de ces mesures, comme par exemple celle calculant la différence dans la prévalence ou l'incidence des problèmes de santé entre le groupe le mieux classé socialement et celui le moins bien classé socialement, ne prennent pas en compte l'expérience des groupes sociaux intermédiaires, ni la taille des groupes qui ont été comparés. Par conséquent, ces mesures simples, lorsqu'elles sont utilisées, font l'impasse sur la nature de la corrélation entre le statut socio-économique et la fréquence des problèmes de santé. Par contre, les mesures complexes intègrent davantage d'informations disponibles, mais, ceci au prix d'une plus grande sophistication et de plus de restrictions sur les données qui entrent dans leur calcul.

## **2-2 Indicateurs d'inégalités**

Les mesures d'inégalités socio-économiques de santé que nous avons recensées sont nombreuses. Elles vont être présentées les unes après les autres, et dans le même temps seront mentionnées leurs propriétés:

*La différence de taux* est l'une des mesures les plus fréquemment utilisées pour mesurer l'inégalité sociale de santé. Son emploi implique généralement<sup>143</sup> la comparaison de l'expérience des groupes socio-économiques le plus haut et le plus bas. Le calcul de cette mesure est simple et direct, ce qui la rend attrayante. Cependant, cette approche présente un certain nombre de limites. La première des limites est qu'elle ignore ce qui se passe dans les groupes intermédiaires. Par exemple, l'écart entre le groupe socio-économique situé au sommet et celui situé au plus bas niveau de la société pourrait rester inchangé, mais l'ampleur des inégalités entre groupes intermédiaires augmenter ou diminuer bel et bien. La deuxième

---

<sup>143</sup> Le principe d'ensemble consiste, en fait, à comparer l'expérience de deux groupes distincts composant la hiérarchie sociale.

limite que nous relevons est que la mesure de la différence des taux ne prend pas en compte la taille des groupes qui sont comparés. Relativement aux propriétés des mesures d'inégalités notifiées précédemment, il apparaît que la différence des taux constitue une mesure *simple* et un indice d'*effet*.

*Le ratio des taux* est une mesure qui fonctionne sur le même principe général que *la différence de taux*: la comparaison des expériences sanitaires de deux catégories socio-économiques classées à des niveaux différents dans la distribution du SSE<sup>144</sup>. Cependant, dans le cas du ratio des taux, la comparaison est présentée comme le ratio ou-rapport entre ces deux groupes socio-économiques. Aussi, le choix des groupes s'avère important. En effet, d'un côté, il est préférable que les groupes à comparer ne soient pas des extrêmes (le groupe au SSE le plus élevé et celui au SSE le plus faible), car la mesure ignore la majorité des inégalités existantes et est sensible aux particularités individuelles de ces groupes. D'un autre côté, les deux groupes comparés ne doivent pas être de taille trop importante, le risque étant que la mesure dissimule l'ampleur réelle des inégalités de santé dans la population. Le ratio des taux n'est rien d'autre que la version relative de la différence des taux. Si les deux formes de comparaison restent populaires en tant que mesures des inégalités de santé, la première est, cependant, plus souvent employée que la seconde. Il faut, tout de même, souligner que la version relative de la comparaison des taux (le ratio des taux) a l'avantage, comparativement à la version absolue (la différence des taux), d'être neutre en échelle: l'inégalité peut être comparée pour des taux de résultats de santé mesurés à différentes échelles. Par ailleurs, les deux mesures ne permettent que de conduire des analyses descriptives et non explicatives des inégalités de santé.

*Le risque attribuable à la population (RAP)* appelé aussi *fraction étiologique* est une mesure de la fréquence de la maladie largement utilisée en épidémiologie. Elle a été appliquée dans l'étude des inégalités socio-économiques de santé pour déterminer la baisse proportionnelle du taux global de mortalité/morbidité de la population dans une situation hypothétique où tous les individus enregistreraient les mêmes taux que le groupe socio-économique supérieur. Le risque attribuable à la population reflète non seulement les taux de morbidité ou de mortalité des groupes socio-économiques mais aussi leurs tailles, c'est-à-dire que, plus importants sont les groupes ayant les taux les plus élevés, plus grand est le

---

<sup>144</sup> SSE : statut socio économique.

potentiel de réduction du taux global. Le RAP tel que nous venons de le présenter constitue une mesure d'inégalité relative car elle est exprimée en pourcentage du taux global.

Il existe une *version absolue du RAP*. En effet, en multipliant la statistique RAP par le taux global, on obtient une mesure de la réduction absolue de ce dernier dans le cas où chacun des groupes expérimenterait les taux du groupe socio-économique le plus haut placé. Le RAP dans sa version relative comme absolue fait partie des mesures dites d'«effet total».

L'*indice de dissimilitude*, noté ID, a été utilisé dans la littérature sur les inégalités de santé. Cette mesure est conçue à partir de la comparaison de la part d'un groupe dans la morbidité/mortalité et de sa part dans la population. Pour calculer le degré d'inégalité, on prend la valeur absolue de ces différences que l'on somme puis divise par 2<sup>145</sup> :

$$ID = \frac{1}{2} \sum_j |S_{j,h} - S_{j,p}| \quad 8.4$$

où  $S_{j,h}$  représente la part de santé du groupe  $j$  dans la santé totale et  $S_{j,p}$  la part de population du groupe  $j$  dans la population totale. L'ID ainsi obtenu peut être interprété comme étant le pourcentage de tous les cas (par exemple des personnes malades ou décès) qui doit être redistribué pour obtenir la même morbidité ou mortalité pour tous les groupes socio-économiques. Observons que, plus la différence entre  $S_{j,h}$  et  $S_{j,p}$  est grande, plus le degré d'inégalité est élevé. En fait, l'ID est plus grand si les groupes ayant le taux le plus élevé et le plus bas sont les plus importants (en nombre de personnes). Cela implique généralement que l'ID est plus grand si une part relativement importante de la population est dans les deux groupes socio-économiques extrêmes, et relativement faibles dans les groupes qui occupent les positions intermédiaires. Il existe, comme pour la quasi-totalité des mesures que nous présenterons par la suite, deux versions de l'ID.

Ainsi, en multipliant l'ID par le taux global, on obtient une mesure du nombre absolu de cas qui doivent être redistribués pour obtenir l'égalité dans la morbidité ou la mortalité : l'*indice de dissimilitude absolu*. La faille de l'ID est évidente. Il est insensible à la dimension socio-économique de l'inégalité de santé, car il considère la position sociale comme une variable nominale. Or, Wagstaff et al. [1991] considèrent qu'une bonne mesure de l'inégalité en santé doit, entre autres, refléter la dimension socio-économique de l'inégalité dans la

<sup>145</sup> Formule tirée de Wagstaff, Paci et Van Doorslaer [1991].

santé, ou encore incorporer la nature ordonnée de la position sociale. A cet égard, ils font valoir que les deux mesures que sont *l'indice de pente d'inégalité* et *l'indice de concentration* sont les seules réellement adaptées.

*L'indice de pente d'inégalité* peut être utilisé pour refléter la dimension socio-économique des inégalités de santé. En effet, son obtention implique le calcul du statut de santé moyen de chaque catégorie socio-économique, et puis leur classement par SSE (non en fonction de leur état de santé). Le tout est représenté à l'aide d'un histogramme sur lequel chaque groupe est représenté par un rectangle. Sur l'axe des abscisses, on présente la proportion de la population d'une classe et son état de santé moyen sur l'axe des ordonnées. La hauteur de chaque barre représente le statut de santé moyen de la classe concernée et la largeur représente la fraction de la population dans la classe. L'indice de pente d'inégalité est alors défini comme la pente de la ligne de régression linéaire montrant la relation entre l'état de santé d'un groupe et son rang relatif dans la distribution socio-économique. Cet indice peut être interprété comme l'effet absolu sur la santé dû au passage du groupe socio-économique le plus bas vers le groupe le plus haut. Plus l'indice est élevé, plus il y a d'inégalité. Clairement, l'indice comporte deux atouts majeurs, lesquels font défaut aux simples mesures d'effet : il traduit l'expérience de toute la population et est sensible à la distribution de la population au sein des groupes socio-économiques. L'indice de pente d'inégalité est bel et bien une mesure d'« impact total ». Une caractéristique supplémentaire notable de cet indice est sa sensibilité à l'état de santé moyen de la population. Supposons que la santé de tout le monde ait doublé. Alors, l'indice doublerait, c'est-à-dire que, les différences absolues se seraient élargies mais que les différences relatives seraient restées les mêmes. Si nous sommes portés sur les différences relatives, l'évaluation de l'inégalité passe par le calcul de *l'indice d'inégalité relative* qui est l'équivalent relatif de l'indice de pente d'inégalité. Initialement, la relation entre les deux indices a conduit à définir l'indice d'inégalité relative (IIR) en divisant l'indice de pente d'inégalité par le niveau moyen de santé [Wagstaff et al. 1991]. Par la suite, Mackenbach et Kunst [1997] ont présenté une version modifiée de l'IIR. Ils ont procédé en régressant les taux de morbidité ou de mortalité des groupes socio-économiques sur une mesure très spécifique de leur position relative: la proportion de la population qui a la position sociale supérieure dans la hiérarchie sociale. Les auteurs proposent d'interpréter le chiffre obtenu comme le ratio du taux de mortalité ou de morbidité du groupe inférieur par rapport à celui du groupe supérieur, estimé sur la base de l'association systématique entre la morbidité/mortalité et le statut socio-économique de tous

les groupes. Une valeur élevée de l'IIR implique de larges différences de morbidité ou de mortalité entre les positions supérieure et inférieure de la classification socio-économique.

Les mesures basées sur la régression constituent un autre ensemble d'outils de mesures des inégalités socio-économiques de santé. Ces mesures constituent des indices dits «*sophistiqués*» et/ou «*d'impact total*» [Mackenbach et Kunst, 1997]. Dans cette logique, non seulement ces mesures considèrent tous les groupes socio-économiques de façon distincte, mais elles évaluent aussi l'association entre chacun de ces groupes et la morbidité ou mortalité. Quatre de ces mesures «*sophistiquées*» et/ou «*d'impact total*», en spécifiant à la fois les variantes absolues et relatives, vont être brièvement exposées. La première est *l'indice d'effet relatif* basé sur la régression. Cet indice résulte, de l'application d'une analyse de régression dans laquelle les taux de morbidité/mortalité –variable dépendante– sont reliés aux SSE –variables explicatives–.

Suivant la spécification du modèle, cette approche qui consiste à appliquer une analyse de régression peut produire un indice d'effet relatif. C'est, par exemple, le cas lors d'une transformation logistique ou logarithmique de la variable dépendante où les coefficients de régression s'interprètent en termes de risques relatifs. Dans le cas d'une analyse de régression où la variable dépendante (ou le taux de mortalité/morbidité) n'est pas transformée, *un indice d'effet absolu* est généré, c'est la deuxième mesure. Habituellement, l'indice d'effet absolu peut être facilement transformé en un indice d'effet relatif (et vice versa) en reliant au taux estimé des problèmes de santé dans la catégorie de référence<sup>146</sup>.

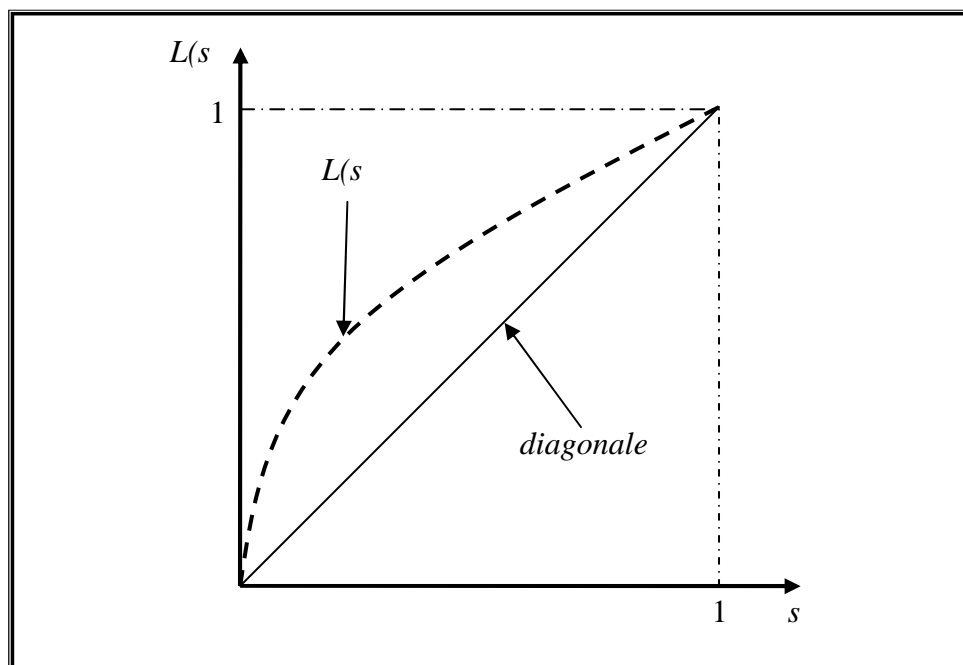
La troisième mesure basée sur la régression qui a été développée est *une version complexe du risque attribuable à la population (RAP)*. Pour l'obtenir, on calcul d'abord, un indice d'effet sur la base d'une analyse de régression ; puis on recalcule le RAP. Ce deuxième calcul du RAP est identique à celui déjà présenté plus haut, excepté que le taux de référence n'est pas celui observé chez le groupe socio-économique le plus aisé, mais le taux prédit estimé pour une valeur du statut socio-économique élevée.

*Une version absolue du RAP* estimé par régression, constitue la quatrième des mesures basées sur la régression. Elle s'obtient en faisant le produit du RAP «sophistiqué», tel que nous venons de le décrire, par le taux de morbidité ou de mortalité dans la population totale.

---

<sup>146</sup> Mackenbach et Kunst [1997].

L'indice de concentration est l'une des mesures les plus utilisées dans les études traitant des inégalités en matière de santé [Wagstaff, 2000 ; Wagstaff et al. 1991 ; Kakwani et al. 1997 ; Wagstaff et al. 2003 ; O'Donnell et al. 2007]. Pour Wagstaff et al. [1991] cet indice constitue l'un des moyens les plus appropriés pour la mesure des inégalités de santé. Egalement favorable à l'indice de concentration, Kakwani et al. [1997] considèrent celui-ci comme supérieur aux autres indices utilisés dans la littérature empirique relative aux inégalités socio-économiques. L'indice de concentration, noté  $C$  est défini par référence à la courbe de concentration de la santé. Cette courbe de concentration, notée  $L(s)$  sur la figure 1.4 ci-dessous, associe sur l'axe des ordonnées les proportions cumulées de la variable de santé et sur l'axe des abscisses les proportions cumulées de la population classée en fonction du statut socio-économique –en commençant par les plus désavantagés.



**Figure 1.4 : Courbe de concentration de la mauvaise santé**

*Source : Auteur*

Comme le remarque Wagstaff [2000], cette courbe présente des similitudes avec la courbe de Lorenz. Cependant, il est important de noter que le classement ne s'opère pas en fonction de la variable de santé dont on étudie la distribution, mais selon les strates du niveau de vie des ménages. Par ailleurs, la courbe de concentration  $L(s)$  présente quelques caractéristiques intéressantes à relever. En effet,  $L(s)$  est indépendante du niveau moyen du statut socio-économique et de la mauvaise santé, et les changements proportionnels dans la mauvaise santé n'affectent pas la courbe de concentration [Van Ourti, 2003]. L'interprétation



de la courbe de concentration est relativement facile. Lorsque  $L(s)$  se confond avec la diagonale, toute la population jouit de la même santé quel que soit le niveau de vie du ménage auquel ils appartiennent. Très souvent,  $L(s)$  se situe au-dessus de la diagonale, ce qui implique que les groupes les plus aisés en termes économiques sont aussi les plus favorisés par rapport à la santé. Wagstaff [2000] qualifie cette situation d'inégalité «pro-riches».

En revanche, lorsque  $L(s)$  se situe au-dessous de la diagonale, les plus pauvres sont favorisés en termes de santé ; dans ce cas de figure, on parle d'inégalité « pro-pauvres ». Logiquement, plus la courbe de concentration s'éloigne de la diagonale, plus les inégalités de santé sont importantes entre les différentes strates du niveau de vie. Par ailleurs, il est possible d'appréhender la dominance d'une courbe de concentration  $L_1(s)$  sur une autre  $L_2(s)$ . Ainsi, si  $L_1(s)$  est constamment plus près de la diagonale que  $L_2(s)$ , on peut en déduire que l'inégalité de la mortalité décrite par  $L_1(s)$  est incontestablement plus faible que celle inhérente à  $L_2(s)$ . Cependant, comme le note van Ourti [2003], le classement de l'inégalité est partial, dans le sens où l'on ne peut pas classer des courbes de concentration qui se coupent. Dans ces conditions, malgré l'intérêt des courbes de concentration, l'indice de concentration s'avère utile pour quantifier l'inégalité de santé. Il permet d'obtenir un classement complet [Op. cit.]. Mathématiquement, l'indice de concentration  $C$  vaut à deux fois l'aire comprise entre la courbe  $L(s)$  et la diagonale. Il peut donc s'exprimer comme suit:

$$C = 1 - 2 \int_0^1 L(p) dp \quad 9.4$$

où  $C$  est compris entre  $-1$  et  $+1$ ,  $C = 0$  lorsque  $L(s)$  coïncide avec la diagonale,  $C$  est négatif lorsque  $L(s)$  se situe au dessus de la diagonale, et est positif lorsque  $L(s)$  se situe en dessous de la diagonale. Comme pour les indices d'inégalité de santé, il convient de préciser les principaux attraits de l'indice de concentration.

Tout d'abord, l'indice de concentration satisfait aux conditions de base d'une bonne mesure d'inégalités socio-économique de santé, conformément aux revendications de Wagstaff et al. [1991]: il reflète la dimension socio-économique des inégalités de santé – parce qu'elle classe les individus en fonction de leur SSE et non pas en fonction de la santé– ; intègre les expériences en termes de mauvaise santé et de situation socio-économique de l'ensemble de la population et pas seulement –comme le fait la mesure de la différence de taux– celles des deux classes situées aux extrêmes ; et est sensible à la distribution de la

population au sein des groupes socio-économiques. Toutefois, O'Donnell et al. [2008] notent que, globalement, les propriétés de l'indice de concentration dépendent des caractéristiques de mesure de la variable de santé dont la distribution fait l'objet d'intérêt. Ainsi, d'après O'Donnell et al. [2008], l'indice de concentration  $C$  est formellement une mesure appropriée de l'inégalité socio-économique de santé (soins), quand la santé (soins) est mesurée sur une échelle de ratio avec des valeurs positives ou nulles. En fait, si la variable santé d'intérêt prend des valeurs positives aussi bien que négatives, alors l'indice de concentration ne sera pas borné dans l'intervalle  $[-1, 1]$ . Si dans le cas extrême, la moyenne de la variable était nulle, l'indice de concentration ne serait pas défini. O'Donnell et al. [2008] rapportent également que la démonstration a été faite que l'indice de concentration est invariant vis-à-vis d'une multiplication de la variable santé d'intérêt par un scalaire. Toutefois, ils ajoutent que l'indice de concentration n'est pas invariant à toute transformation linéaire de la variable d'intérêt. En effet, ajouter une constante à la variable d'intérêt changera la valeur de l'indice de concentration. Par ailleurs, l'estimation des inégalités de santé fondée sur les indicateurs d'auto évaluation de la santé a pu mettre en évidence le fait que la valeur de l'indice de concentration qui en était issue dépendait de la transformation<sup>147</sup> choisie lors du traitement des données.

Ensuite, il est important de relever que la courbe de concentration et l'indice de concentration associé à celle-ci peuvent être utilisés pour examiner les inégalités, non seulement en matière de résultats sanitaires, mais dans toute variable d'intérêt dans le secteur de la santé. Il peut être aussi utilisé pour évaluer les différences dans les inégalités de santé entre pays et dans le temps. Précisons, par ailleurs, que l'indice de concentration est une mesure relative. Aussi, il est possible de calculer *un indice de concentration généralisé* (équivalent absolu)<sup>148</sup>.

Enfin, il n'est pas vain de rappeler que, en plus d'avoir été reconnues comme deux des meilleures mesures possibles d'inégalités de santé, l'indice de concentration et l'indice relatif d'inégalité sont algébriquement reliés. Pour plus d'informations sur cette liaison le lecteur pourra consulter les travaux Wagstaff et al. [1991] et/ou de Kakwani et al. [1997].

---

<sup>147</sup> La transformation en question ici est un passage obligé lors de l'analyse des données dans la mesure où l'indice de concentration ne peut être directement calculé à partir des données catégorielles telles qu'elles se présentent généralement dans les enquêtes d'auto-évaluation.

<sup>148</sup> Lire Wagstaff, Paci et Van Doorslaer [1991]

A l'issue de cette description des principales mesures des inégalités de santé, nous avons choisi l'indice de concentration pour mener notre travail empirique des disparités de santé au Gabon. Ce faisant, nous procédons à l'évaluation de l'inégalité de santé suivant l'approche la plus présente dans la littérature c'est-à-dire «l'approche bivariée» ou encore en analysant l'inégalité socio-économique de santé. Dans cette perspective, l'estimation empirique de l'indice de concentration peut s'effectuer à partir de deux catégories de données. La première catégorie concerne les données individuelles et la deuxième les données groupées.

Selon Kakwani et al. [1997], l'indice de concentration  $C$  peut être directement calculé à partir de données individuelles. Ainsi, soit  $x_i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) le score de mauvaise santé du  $i^{\text{ième}}$  individu. Tous les  $n$  individus sont alors classés par rapport à leur statut socio-économique, en commençant par les plus défavorisés. L'indice de concentration  $C$  peut être alors estimé par l'équation suivante :

$$C = \frac{2}{n\mu} \sum_{i=1}^n x_i R_i - 1 \quad 10.4$$

où  $\mu = (1/n) \sum_{i=1}^n x_i$  représentant le niveau moyen global de mauvaise santé et  $R_i$  étant le rang relatif de la  $i^{\text{ième}}$  personne. Une formule plus simple pour le calcul de l'indice de concentration définit celui-ci en fonction de la covariance entre le rang ( $r$ ) relatif dans la distribution des niveaux de vie et la variable de santé ( $h$ ) :

$$C = \frac{2}{\mu} \text{cov}(h, r) \quad 11.4$$

où,  $\text{cov}(h, r)$  est la covariance entre le rang relatif  $r$  et la santé  $h$ , et  $\mu$  le niveau moyen de la santé de la population. Comme Kakwani et al. [1997] l'ont noté, l'équation [10.4] montre clairement que l'indice de concentration dépend de la dimension socio-économique de la distribution de la mauvaise santé. Par rapport à cette caractéristique de l'indice de concentration  $C$ , si la mauvaise santé du  $i^{\text{ième}}$  individu baisse d'un niveau  $\Delta$  tandis que celle du  $j^{\text{ième}}$  individu s'élève du même niveau, alors l'effet sur  $C$  est donné par la relation suivante :

$$\Delta C = \frac{2}{n \cdot \mu} \Delta(R_i - R_j) \quad 12.4$$

Cette dernière équation est positive (négative) si  $i$  est plus (moins) défavorisé que  $j$ . De même, un changement dans le degré des inégalités de niveau de vie ne doit pas affecter l'indice de concentration mesurant les inégalités de santé liées au niveau de vie. Il est évident qu'une telle sensibilité à la dimension socio-économique de santé n'est pas constitutive de bon nombre de mesures utilisées dans la littérature. Notons également que l'équation [10.4] spécifie que  $C$  dépend du niveau de santé moyen.

De manière générale, les inégalités de santé sont examinées en utilisant des données groupées (données comprenant des groupes socio-économiques, par exemple des quintiles de revenus). Ainsi, soient  $T$  groupes socio-économiques (GSE),  $\mu_t (t=1, \dots, T)$  la variable relative à la santé du  $t^{\text{ième}}$  GSE, et  $f_t$  sa part dans la population. En classant les  $T$  groupes par ordre croissant –du plus défavorisé au plus favorisé–, et en considérant que  $L(P)$  est linéaire,  $C$  peut être exprimé par l'équation suivante :

$$C = \frac{2}{\mu} \sum_{t=1}^T f_t \mu_t R_t - 1 \quad 13.4$$

où  $\mu = \sum_{t=1}^T f_t \mu_t$  représente le niveau moyen de mauvaise santé de la population étudiée,  $\mu_t$  le niveau moyen de mauvaise santé pour le  $t^{\text{ième}}$  GSE,  $f_t$  la proportion de l'échantillon dans le GSE, et  $R_t$  son rang relatif défini par  $R_t = \sum_{i=1}^T f_i + 0,5 f_t$  et indiquant la proportion cumulée de la population jusqu'à la valeur centrale de l'intervalle correspondant à chaque GSE.

L'évaluation empirique de l'inégalité de santé, et plus précisément, l'estimation de l'indice de concentration se fait à partir de données des enquêtes<sup>149</sup>. Par conséquent, l'indice de concentration est sujet aux erreurs d'échantillonnage. Il est donc utile, et habituel, de recourir à l'inférence statistique afin de prendre en compte l'impact de ces erreurs sur la signification de l'estimateur de l'indice de concentration  $C$ . Le calcul de l'erreur type de  $C$

---

<sup>149</sup> Ce sont, bien évidemment, les mesures des variables de santé et du niveau de vie sous tendant le calcul de l'indice de concentration –et obtenues à partir d'enquêtes– qui sont sujettes aux fluctuations d'échantillonnage. Ce qui expose directement l'estimation de l'indice de concentration.

s'inscrit dans cette perspective. Kakwani et al. [1997] donnent une formule que l'on peut utiliser pour ce calcul, dans le cas des données individuelles<sup>150</sup>. Ainsi, l'estimateur de l'erreur type est exprimé comme suit :

$$\text{var}(\hat{C}) = \frac{1}{n} \left[ \frac{1}{n} \sum_{t=1}^T a_t^2 - (1 + C)^2 \right] \quad 14.4$$

avec

$$a_t = \left[ \frac{\mu_t}{\mu} \right] (2R_t - 1 - C) + 2 - q_{t-1} - q_t \quad 15.4$$

et

$$q_t = \frac{1}{\mu} \sum_{r=1}^T \mu_r f_r \quad 16.4$$

La grandeur  $n$  représente le nombre d'individus de l'échantillon et la quantité  $q_t$  est, l'ordonnée de la courbe de concentration  $L(p)$  quand  $t = 0$  ( $q_0 = 0$ ). Cet estimateur de l'erreur type permet de tenir compte de la corrélation qui existe entre les données.

La présente recherche se fondera sur les données groupées pour étudier l'inégalité de la mortalité des enfants. En revanche l'évaluation de l'inégalité de la malnutrition sera conduite à partir des données individuelles.

## II. Investigation empirique

L'investigation empirique consiste dans une première partie à évaluer l'ampleur des inégalités socio-économiques de la mortalité et de la malnutrition des enfants. Une deuxième partie tentera d'analyser les déterminants de l'inégalité de la malnutrition relativement au retard de croissance –c'est-à-dire la relation entre la taille et l'âge–.

### A. Ampleur des inégalités socio-économiques de santé: le cas de la mortalité et de la malnutrition des enfants

Cette partie se préoccupe d'évaluer l'ampleur des inégalités socio-économiques de santé présentes au Gabon et qui, d'après le constat de base fait par Gwatkin et al. [2000], sont

---

<sup>150</sup> Voir Kakwani, Wagstaff et Van Doorslaer [1997] pour le calcul de l'erreur type dans le cas des données groupées.

importantes et inacceptables. Pour cela, nous allons décrire, d'une part, l'inégalité relative à la mortalité des enfants –mortalité infantile et infanto-juvénile– et, d'autre part, celle liée à la malnutrition des enfants –le retard de croissance et l'insuffisance pondérale.

## 1. Inégalité de la mortalité des enfants

L'ampleur de l'inégalité de la mortalité des enfants sera appréhendée tout d'abord au niveau national, puis selon une décomposition spatiale, et enfin selon le genre.

### 1-1 Ampleur de l'inégalité de la mortalité des enfants: approche nationale

Fondées sur les données de l'EDS du Gabon de 2000, la configuration de l'ampleur de l'inégalité de la mortalité des enfants au niveau national appelle quelques commentaires.

En premier lieu, le tableau 1.4, affichant les taux de mortalité des enfants selon les quintiles d'actifs des ménages –ces derniers englobant les femmes ayant eu des enfants nés et vivants cinq ans avant l'enquête–, montre que les taux de mortalité dans le quintile le plus pauvre sont plus élevés que ceux du quintile le plus riche. En effet, le quintile le plus pauvre enregistre des taux de mortalité infantile et infanto-juvénile qui s'élèvent, respectivement, à 70,5 et 101,6 pour mille. Le quintile le plus riche, en meilleure position, affiche, quant à lui, des taux de mortalité infantile et infanto-juvénile estimés, respectivement, à 52,3 et 63,7 pour mille. Globalement, la distribution des taux de mortalité infanto-juvénile et infantile en fonction des quintiles d'actifs des ménages est telle que la mortalité dans le quintile le plus riche reste toujours plus faible que dans le reste des quintiles. Ainsi, le tableau 1.4, montre déjà l'ampleur des inégalités de mortalité qui prévalent au Gabon.

**Tableau 1.4 : Taux de mortalité des enfants selon les quintiles des actifs des ménages<sup>1</sup>– Gabon 2000**

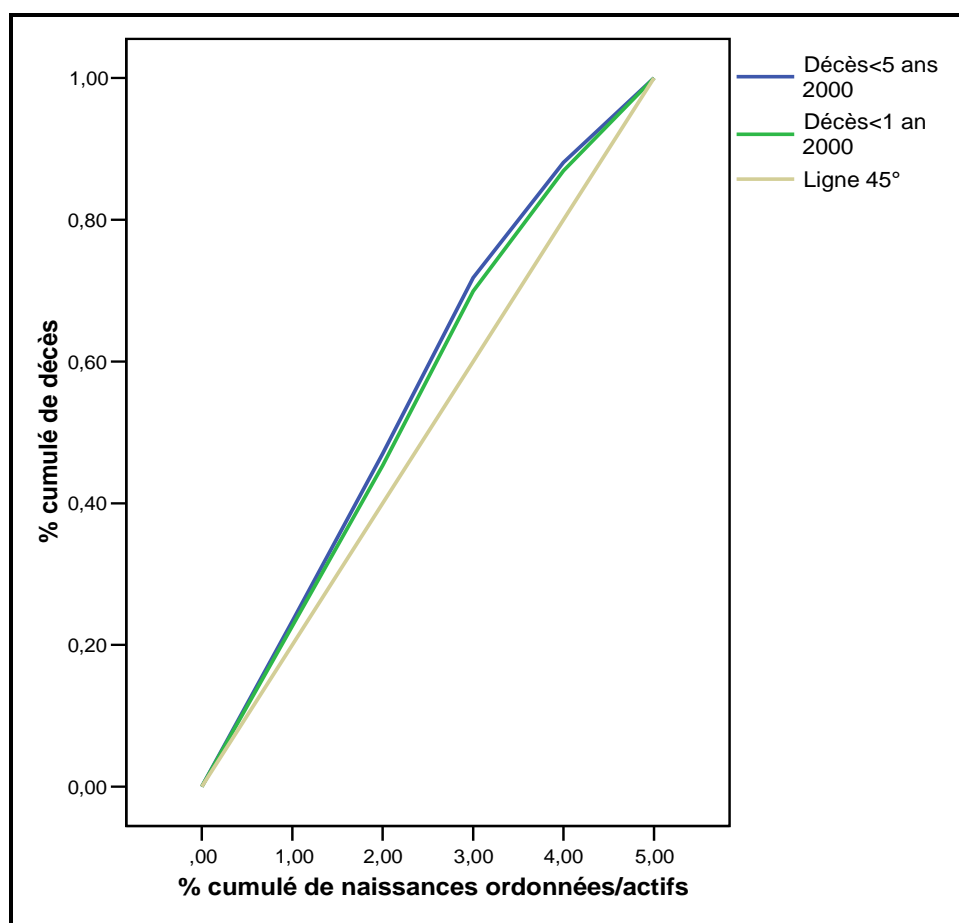
Paramètres Quintiles des actifs	Mortalité infantile < 1 an (pour mille)	Mortalité infanto-juvénile < 5 ans (pour mille)	Nombre de femmes (pondéré) <sup>2</sup>
Très pauvres	70,5	101,6	668
Pauvres	68,9	97,4	669
Moyen inférieur	79,0	106,1	670
Moyen supérieur	55,4	73,2	669
Riches	52,3	63,7	669
Ensemble	65,4	88,6	3345

(1) Voir le texte pour la stratification des ménages ; (2) Les taux de mortalité sont déterminés par femme.

Source : A partir de l'EDS du Gabon 2000-pondération normalisée.

En fait, le tableau 1.4 suggère l'existence d'une relation inverse entre la mortalité des enfants et le niveau de vie des ménages. Rappelons que la modélisation de la mortalité des enfants effectuée au chapitre 2 mettait déjà en évidence cette relation inverse. On remarque, toutefois, que le différentiel de mortalité infanto-juvénile est plus sensible aux écarts de niveaux de vie des ménages. En effet, le rapport des taux de mortalité infantile entre le quintile de niveau de vie des ménages le plus pauvre et celui le plus riche s'établit à 1,35 contre 1,60 pour la mortalité infanto-juvénile.

En deuxième lieu, la figure 2.4 (ci-dessous), représentant les courbes de concentration des inégalités de la mortalité infanto-juvénile et infantile, spécifie deux résultats.



**Figure 2.4 : Courbe de concentration de la mortalité infanto-juvénile et infantile – Gabon 2000**

*Source : A partir de la base des données de l'enquête démographique et de santé du Gabon de 2000*

D'abord, les courbes de concentration situées au-dessus de la diagonale représentée par la ligne de 45° indiquent l'existence d'une inégalité socio-économique de la mortalité des enfants «pro-riches» au Gabon. Autrement dit, la mortalité des enfants est plus élevée dans

les ménages pauvres que dans les ménages riches. Ensuite, la configuration des courbes de concentration suggère que l'inégalité de la mortalité infanto-juvénile est sensiblement plus importante que celle de la mortalité infantile.

En troisième lieu, les valeurs des indices de concentration présentées au tableau 2.4 précisent les observations précédentes. Ce tableau indique que les indices de concentration pour la mortalité infanto-juvénile et infantile sont négatifs. Cela confirme l'existence d'une inégalité «pro-riches» telle que le laissait augurer la configuration des courbes de concentration situées au dessus de la ligne à 45°.

**Tableau 2.4 : Indices de concentration, erreurs types, valeurs du t pour la mortalité des enfants dans l'ensemble du pays<sup>1</sup>-Gabon 2000**

Paramètres	Mortalité infantile <1 an (pour mille)	Mortalité infanto-juvénile <5 ans (pour mille)
Indice de concentration C <sup>2</sup>	-0,2321	-0,2470
Erreur type C <sup>2</sup>	0,1997	0,1997
Statistique t	-1,8358**	-1,2368

(1) Ménages englobant les femmes ayant eu des enfants ; (2) Voir le texte pour la détermination de l'indice de concentration et l'erreur type ; le t est le rapport entre l'indice de concentration et l'erreur type ; (3) une \* signifie que les indices de concentration sont significatifs au seuil de 5% ; (\*\*) indiquent un seuil de significativité à 10 pour cent.

Source : a partir de la base de données de l'enquête démographique et de santé du Gabon de 2000-pondération normalisée.

Il apparaît également, que l'indice de concentration est plus élevé pour la mortalité infanto-juvénile que pour la mortalité infantile. Autrement dit, comme le suggérait l'allure des courbes de concentration, l'inégalité de la mortalité infanto-juvénile est plus prononcée que celle de la mortalité infantile, une situation qui corrobore certains résultats avancés pour d'autres pays en développement [Wagstaff, 2000]. Une différence pour le Gabon, cependant, provient de ce que l'inégalité de la mortalité infanto-juvénile n'est pas statistiquement significative, alors que celle de la mortalité infantile est significative à 10 pour cent. Il devient donc délicat de valider cette structure de l'inégalité de la mortalité.

## 1-2 Ampleur de l'inégalité de la mortalité des enfants: approche spatiale

La décomposition spatiale de l'inégalité de la mortalité des enfants permet de spécifier davantage les résultats précédents. A cet égard, plusieurs observations peuvent être proposées.



Tout d’abord, comme on l’a déjà observé au chapitre 2, les taux de mortalité varient relativement selon le milieu de résidence (cf. tableau 3.4). Ainsi, le taux de mortalité infantile est de 78,1 pour mille en milieu rural contre, 64,5 à Libreville/Port–Gentil et 54,3 pour mille dans les Autres villes. En fait, le milieu rural enregistre le plus fort taux de mortalité, suivi de Libreville/Port–Gentil. Les Autres villes connaissent le taux de mortalité le plus faible. Cette situation prévaut en ce qui concerne la mortalité infanto–juvénile, laquelle est plus importante en milieu rural comparé aux deux autres localisations – 111,2 pour mille en zone rurale, contre à 84,7 et 74,9 pour mille, respectivement, à Libreville/ Port–Gentil et dans les Autres villes –.

**Tableau 3.4 : Taux de mortalité des enfants selon la localisation spatiale –Gabon 2000**

Localisation spatiale	Libreville/Port-Gentil	Autres villes	Rural
<b>Paramètres</b>			
Mortalité infantile<1 an (pour mille)	64,5	54,3	78,1
Mortalité infanto-juvénile<5 ans (pour mille)	84,7	74,9	111,2
Nombre de femmes (pondéré) <sup>1</sup>	1859	724	762

(1) Les taux de mortalité sont déterminés par femmes.

Source : A partir de la base de données de l’enquête démographique et e santé du Gabon de 2000-pondération normalisée.

Ensuite, le tableau 4.4 montrant l’inégalité socio–économique de la mortalité des enfants mesurée par l’indice de concentration dans chaque localisation spatiale met en évidence de fortes disparités de situation. En fait, si, comme l’indiquent les indices de concentration qui sont tous négatifs, l’inégalité socio–économique de la mortalité dans l’ensemble des régions est «pro–riches», chaque région se démarque nettement des autres. Le milieu rural est la zone où l’inégalité de la mortalité des enfants est la plus élevée, et ce quel que soit le type de mortalité considéré. A cet égard, les indices de concentration, statistiquement significatifs, sont de –0,35 et de –0,42, respectivement, pour la mortalité infantile et infanto–juvénile. Ces indices sont tous les deux nettement plus élevés que ceux estimés au niveau national (–0,23 pour la mortalité infantile et –0,24 pour la mortalité infanto–juvénile, tableau 2.4) en particulier celui relatif à la mortalité infanto–juvénile lequel est environ deux fois plus important. En comparaison au milieu rural, les Autres villes sont dans une situation intermédiaire en matière d’inégalité de mortalité des enfants tandis que Libreville/Port Gentil se distingue comme étant la partie du pays où l’inégalité est la plus faible. Dans les Autres villes, d’une part, les indices de concentration relatifs à la mortalité infantile et infanto–juvénile – tous deux statistiquement significatif– sont, respectivement, de –0,28 et de –0,29. Ces derniers sont, comme en milieu rural, supérieurs à ceux qui ont été

obtenu au niveau national. A Libreville/ Port–Gentil, d’autre part, les indices de concentration pour la mortalité infantile et infanto–juvénile sont, respectivement, de –0,2101 et de –0,2097. On notera que ces deux indices sont assez proches et qu’aucun n’est statistiquement significatif. Ajoutons que, contrairement à ce que nous observions dans les deux autres zones, l’inégalité socio–économique de la mortalité des enfants à Libreville/Port–Gentil est plus faible qu’au niveau national. Bien entendu, cette appréciation doit être relativisée par le fait que les valeurs de t, qui représentent le rapport entre l’indice de concentration et l’erreur type, ne sont pas statistiquement significatives (soit –1,49 pour la mortalité infantile et –1,60 pour la mortalité infanto–juvénile).

**Tableau 4.4 : Indices de concentration, erreurs types, valeurs du t pour la mortalité des enfants selon la localisation spatiale –Gabon 2000**

Localisation spatiale	Libreville/Port-Gentil		Autres villes		Rural	
Paramètres	Mortalité infantile <1ans (pour mille)	Mortalité infanto-juvénile <5ans (pour mille)	Mortalité infantile <1ans (pour mille)	Mortalité infanto-juvénile <5ans (pour mille)	Mortalité infantile <1ans (pour mille)	Mortalité infanto-juvénile <5ans (pour mille)
Indice de concentration C <sup>2</sup>	-0,2101	-0,2097	-0,2809	-0,2997	-0,3547	-0,4239
Erreur type C <sup>2</sup>	0,1402	0,1310	0,1228	0,1380	0,1765	0,2098
Statistique t	-1,4987	-1,6012	-2,2869*	-2,2869*	-1,8881**	-2,0205*

(1) Ménages englobant les femmes ayant eu des enfants ; (2) Voir le texte pour la détermination de l’indice de concentration et l’erreur type ; le t est le rapport entre l’indice de concentration et l’erreur type ; (3) une \* signifie que les indices de concentration sont significatifs au seuil de 5 pour cent ; (\*\*\*) indiquent un seuil de significativité à 10 pour cent.

Source : a partir de la base de données de l’enquête démographique et e santé du Gabon de 2000-pondération normalisée.

Enfin, la comparaison des tableaux 3.4 et 4.4 montre que la région rurale, qui présente le niveau de l’inégalité de la mortalité infantile et infanto–juvénile le plus élevé, est aussi celle qui enregistre les niveaux des taux de mortalité infantile et infanto–juvénile les plus forts. L’inverse ne semble, toutefois, pas vérifié. En effet, les Autres villes qui affichent le taux de mortalité le plus faible, n’ont pas le niveau d’inégalité le plus faible.

### 1-3 Ampleur de l’inégalité de la mortalité des enfants: approche selon le genre

Les données du tableau 5.4 dévoilent la configuration de l’inégalité de la mortalité des enfants selon le genre du chef de ménage.

En premier lieu, on peut observer que dans les deux catégories de ménages –ménages gérés par les femmes et ceux dirigés par les hommes– l'inégalité de la mortalité des enfants est, comme c'est le cas au niveau national, «pro-riches». Les indices de concentration pour ces groupes de ménages sont, en effet, tous négatifs.

En deuxième lieu, le tableau 5.4 suggère que l'inégalité de la mortalité des enfants – infantile et infanto-juvénile– est plus prononcée dans les ménages gérés par les hommes que dans ceux gérés par les femmes. Dans le cas de la mortalité infanto-juvénile, par exemple, l'indice de concentration correspondant aux ménages gérés par les hommes vaut -0,25 tandis que celui propre aux ménages gérés par les femmes est de -0,22. Ce résultat est, toutefois, relatif car dans le cas des ménages gérés par les femmes aucun coefficient de concentration n'est statistiquement significatif. Seuls les ménages gérés par les hommes ont de coefficients de concentration statistiquement significatifs aux seuils de 10 et 5 pour cent, respectivement, pour la mortalité infantile et infanto-juvénile.

**Tableau 5.4 : Indices de concentration, erreurs types, valeurs du t pour la mortalité des enfants selon le genre du chef de ménage<sup>1</sup>–Gabon 2000**

Genre du chef de ménages	Ménages gérés par les femmes		Ménages gérés par les hommes	
	Mortalité infantile <1 an (pour mille)	Mortalité infanto-juvénile <5 ans (pour mille)	Mortalité infantile <1 an (pour mille)	Mortalité infanto-juvénile <5 ans (pour mille)
Indice de concentration C <sup>2</sup>	-0,2040	-0,2284	-0,2392	-0,2538
Erreur type C <sup>2</sup>	0,1277	0,1470	0,1234	0,1199
Statistique t	-1,5979	-1,5536	-1,9388**	-2,1164*

(1) Ménages englobant les femmes ayant eu des enfants ; (2) Voir le texte pour la détermination de l'indice de concentration et l'erreur type ; le t est le rapport entre l'indice de concentration et l'erreur type ; (3) une \* signifie que les indices de concentration sont significatifs au seuil de 5 pour cent ; (\*\*\*) indiquent un seuil de significativité à 10 pour cent.  
*Source : à partir de la base de données de l'enquête démographique et de santé du Gabon de 2000-pondération normalisée.*

## 2. Inégalité de la malnutrition des enfants

Dans ce qui suit, il s'agit de mettre en évidence l'ampleur de l'inégalité de la malnutrition des enfants, un autre résultat majeur de leur santé. Dans cette perspective, l'inégalité de la malnutrition des enfants (retard de croissance et insuffisance pondérale) sera appréhendée, d'abord, au niveau national, ensuite, en fonction du milieu de résidence, et enfin, selon le genre du chef de ménage. Toutefois, ici, les indices de concentration pour le retard de croissance et l'insuffisance pondérale seront estimés à partir de données individuelles.

## 2-1 Ampleur de l'inégalité de la malnutrition: approche nationale

Les tableaux 6.4 et 7.4 affichent quelques paramètres relatifs au retard de croissance des enfants de moins de 60 mois et amènent quelques remarques.

En premier lieu, le retard de croissance constitue une forme de malnutrition très présente chez les enfants de moins de 60 mois. Au total, le retard de croissance touche environ 20 pour cent des enfants de moins de 60 mois –tableau 6.4. Ainsi, son incidence est environ deux fois plus élevée que celle de l'insuffisance pondérale qui affecte 11,55 pour cent des enfants –tableau 7.4. Ceci signifie que les enfants âgés de moins de 60 mois au Gabon sont deux fois plus touchés par le retard de croissance que par l'insuffisance pondérale.

**Tableau: 6.4. Paramètres relatifs au retard de croissance des enfants de moins de 60 mois – Gabon 2000**

Indicateurs Paramètres	Retard de croissance				N
	Moyenne écart type de la médiane de référence	Incidence moyenne (%) <sup>1</sup>	Ind. de Conc. C/écart type de la médiane de reference <sup>2</sup>	Ind. de Conc.C/ incidence	
<b>Niveau de vie /actifs des ménages<sup>1</sup></b>					
Très pauvres	0,834(13,88)	25,20	-0,103(0,00)	-0,399(0,00)	714
Pauvres	1,369(16,51)	31,96	-0,054(0,00)	-0,363(0,00)	714
Moyen inférieur	0,587(12,26)	18,77	0,122(0,00)	-0,304(0,00)	714
Moyen supérieur	1,706(15,20)	13,64	-0,037(0,00)	-0,146(0,00)	715
Riches	2,755(17,59)	10,55	0,004(0,00)	0,422(0,00)	715
<b>Milieu de résidence</b>					
Libreville/Port-Gentil	2,367(16,90)	13,72	0,060(0,00)	-0,189(0,00)	1675
Autres villes	1,041(14,45)	22,42	0,201(0,00)	-0,169(0,00)	915
Rural	0,289(12,62)	28,38	1,090(0,00)	-0,042(0,00)	992
<b>Genre du chef de ménage</b>					
Femmes	2,496(17,99)	17,49	0,230(0,00)	-0,331(0,00)	294
Hommes	1,356(14,94)	20,25	0,222 (0,0)	-0,197(0,00)	3278
Ensemble	1,450(15,22)	20,02	0,213(0,00)	-0,199 (0,00)	3972
<b>N</b>	<b>3572</b>	<b>3572</b>	<b>3572</b>	<b>3572</b>	

(1) Dans la présente étude, l'incidence de la malnutrition –retard de croissance et insuffisance pondérale- est appréhendée par rapport au seuil de moins deux fois l'écart type ou plus au-dessous de la valeur médiane de la population de référence-[(taille de l'enfant pour l'âge et le sexe - taille moyenne de référence pour l'âge et le sexe)/Ecart type de référence]. (2) Entre parenthèse, l'écart type. La variable dépendante est codée 1 si l'enfant de moins de 60 mois souffre d'insuffisance pondérale, et 0 dans le cas contraire ;

En deuxième lieu, l'examen des taux de malnutrition en fonction du niveau de vie des ménages, appréhendé en termes d'actifs, met en évidence une relation inverse entre celui-ci et les deux formes de malnutrition des enfants –tableaux 6.4 et 7.4. Néanmoins, le retard de croissance semble être plus sensible aux écarts de niveaux de vie des ménages que l'insuffisance pondérale. Ainsi, le rapport de l'incidence du retard de croissance entre le

quintile des ménages les plus pauvres et celui des ménages les plus riches est de 2,38, contre 1,89 pour l'incidence de l'insuffisance pondérale.

En troisième lieu, la prise en compte des indices de concentration mesurant l'inégalité socio-économique pour les deux formes de malnutrition appelle deux commentaires.

**Tableau 7.4 : Paramètres relatifs à l'insuffisance pondérale des enfants de moins de 60 mois – Gabon 2000**

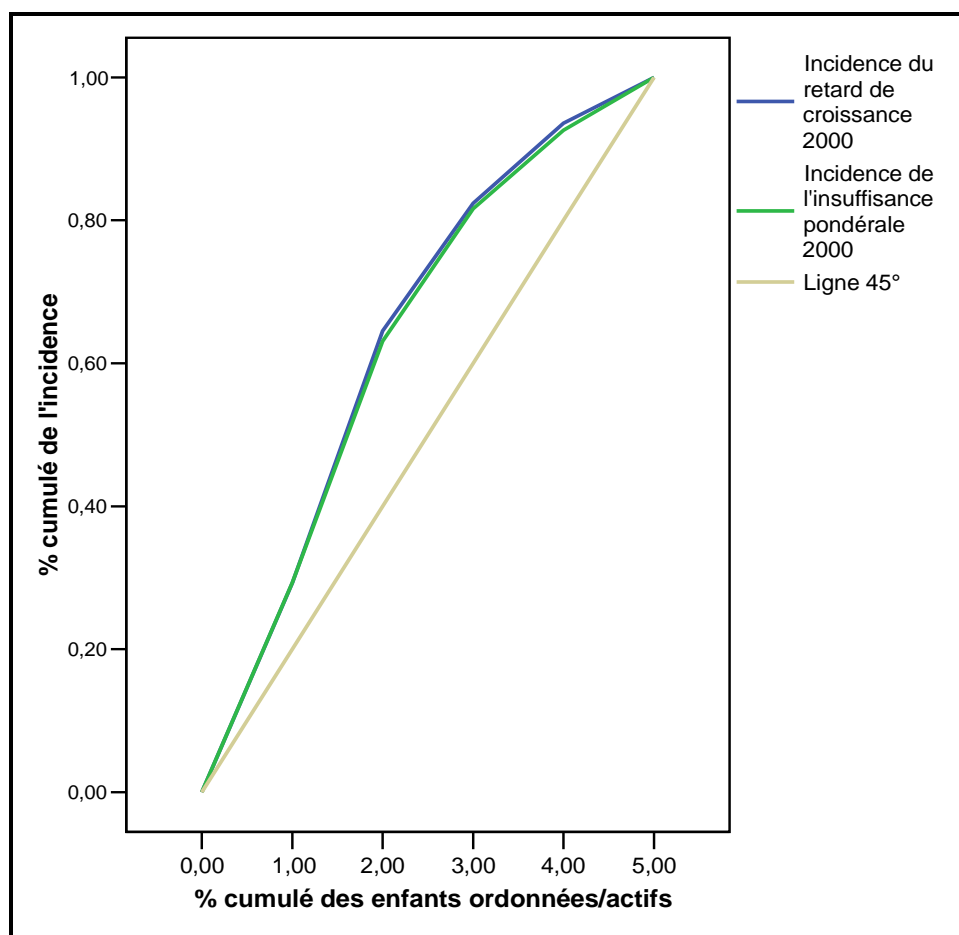
Indicateurs Paramètres	Insuffisance pondérale				N
	Moyenne écart type de la médiane de référence	Incidence moyenne (%) <sup>1</sup>	Ind. de Conc. C/écart type de la médiane de référence <sup>2</sup>	Ind. De Conc.C/ incidence	
<b>Niveau de vie /actifs des ménages<sup>1</sup></b>					
Très pauvres	1,232(13,80)	13,68	-0,071(0,00)	-0,043(0,00)	714
Pauvres	1,798(16,4)	16,99	-0,045(0,00)	-0,394(0,00)	714
Moyen inférieur	0,864(12,2)	11,66	0,078(0,00)	-0,389(0,00)	714
Moyen supérieur	1,893(15,1)	8,21	-0,029(0,00)	-0,146(0,00)	715
Riches	2,880(17,5)	7,23	0,002(0,00)	-0,366(0,00)	715
<b>Milieu de résidence</b>					
Libreville/Port-Gentil	2,546(16,8)	8,30	0,040(0,00)	-0,096(0,00)	1675
Autres villes	1,342(14,3)	12,08	0,110(0,00)	-0,115(0,00)	915
Rural	0,731(12,5)	16,52	0,434(0,00)	-0,060(0,00)	992
<b>Genre du chef de ménage</b>					
<b>Femmes</b>	2,771(17,9)	8,07	0,149(0,00)	-0,148(0,00)	294
<b>Hommes</b>	1,641(14,8)	11,87	0,167(0,00)	-0,168(0,0)	3278
<b>Ensemble</b>	1,734(15,1)	11,55	0,141(0,00)	-0,155(0,0)	3972
<b>N</b>	3572	3572	3572	3572	

(1) Dans la présente étude, l'incidence de la malnutrition –retard de croissance et insuffisance pondérale- est appréhendée par rapport au seuil de moins deux fois l'écart type ou plus au-dessous de la valeur médiane de la population de référence-[(taille de l'enfant pour l'âge et le sexe - taille moyenne de référence pour l'âge et le sexe)/Ecart type de référence]. (2) Entre parenthèse, l'écart type. La variable dépendante est codée 1 si l'enfant de moins de 60 mois souffre d'insuffisance pondérale, et 0 dans le cas contraire ;

Tout d'abord, pour le retard de croissance comme pour l'insuffisance pondérale, les indices de concentration en termes d'écart type de la médiane de référence et par rapport à l'incidence de la malnutrition, respectivement, positifs et négatifs indiquent que nous sommes en présence d'inégalité de malnutrition «pro-riches». En effet, comme le rappelle Lachaud [2003], lorsque l'indicateur de santé est une fonction décroissante de la malnutrition – écart type de la médiane de référence –, l'indice de concentration est positif si les pauvres sont proportionnellement plus défavorisés. Par contre, quand l'indicateur de santé est une fonction croissante de la malnutrition – incidence de la malnutrition– l'indice de concentration a une valeur négative en situation de malnutrition «pro-riches». Ensuite, les indices de concentration affichés aux tableaux 6.4 et 7.4 montrent que l'inégalité socio-économique du

retard de croissance est plus prononcée que l'inégalité se rapportant à l'insuffisance pondérale. Ainsi, l'indice de concentration, en termes d'incidence, relatif au retard de croissance s'établit à environ  $-0,20$ , tandis que sa valeur pour l'insuffisance pondérale s'élève à  $-0,15$ . Des résultats avancés pour d'autres pays mettent également en évidence la forte ampleur de l'inégalité de la malnutrition lorsque celle-ci est appréhendée en termes de retard de croissance [Van de Poel et al. [2008]<sup>151</sup>. En fait, le Gabon semble présenter une inégalité socio-économique du retard de croissance très élevée, comparativement à d'autres pays d'Afrique subsaharienne. Cette situation est illustrée par les résultats de l'étude de Van de Poel et al. [2008].

**Figure 3.4. Courbe de concentration du retard de croissance et de l'insuffisance pondérale**



Cette étude qui évalue l'ampleur de l'inégalité de la malnutrition dans les PED, a montré que sur les 26 pays d'Afrique subsaharienne étudiés, l'inégalité du retard de croissance au Gabon

<sup>151</sup> Van de Poel et al. [2008] qui étudient à la fois l'inégalité du retard de croissance et de l'émaciation indiquent que les indices de concentration sont, quasiment partout où l'inégalité était statistiquement significative, plus élevés pour le retard de croissance que pour l'insuffisance pondérale.

se présentait comme étant une des plus fortes. L'indice de concentration y était estimé à  $-0,20$ . En fait, il est notamment apparu que seuls le Cameroun et le Nigeria semblaient présenter une situation plus grave en matière d'inégalité de retard de croissance, avec des indices de concentration estimés, respectivement, à  $-0,21$  et  $-0,25$ .

Enfin, les courbes de concentration associées à l'inégalité du retard de croissance et de l'insuffisance pondérale, figure 3.4 ci-dessus, confirment deux des résultats mis en évidence précédemment. En effet, d'une part, le retard de croissance et l'insuffisance pondérale étant appréhendés en termes d'incidence, le fait que les courbes de concentration se situent au dessus de la ligne de  $45^\circ$  illustre la présence d'inégalités qui s'exercent au détriment des pauvres, comparativement aux non pauvres. D'autre part, la courbe de concentration représentant l'inégalité socio-économique du retard de croissance est très légèrement au dessus de celle illustrant l'inégalité de l'insuffisance pondérale suggérant une inégalité plus forte pour la première forme de malnutrition par rapport à la deuxième.

## **2-2 Ampleur de l'inégalité de la malnutrition: approche spatiale**

Les tableaux 6.4 et 7.4 comportent également des informations relatives au retard de croissance et à l'insuffisance pondérale des enfants de moins 60 mois selon le milieu de résidence. A cet égard, trois commentaires peuvent être proposés.

Tout d'abord, la malnutrition en termes de retard de croissance et d'insuffisance pondérale frappe surtout le milieu rural. Par exemple, l'incidence du retard de croissance est supérieure de 51 pour cent en zone rurale, comparativement à Libreville/Port-Gentil. Une situation similaire est observée par Lachaud [2003] au Burkina Faso, et par Beaulière [2005] en Haïti. A cet égard, il importe de souligner que les deux auteurs précédents, dans les dits travaux, ont également montré que lorsque le retard de croissance était mesuré en termes de médiane de référence, des disparités inverses apparaissaient -c'est-à-dire un retard de croissance plus important dans le milieu urbain que dans le milieu rural.

Ensuite, les données affichées aux tableaux 6.4 et 7.4 montrent que l'inégalité de la malnutrition, sous les deux formes présentées ici, est beaucoup plus élevée en milieu urbain que dans les zones rurales. Ainsi, on constate que l'indice de concentration de l'incidence du retard de croissance à Libreville/Port-Gentil s'élève à environ  $-0,19$  contre  $-0,04$  en milieu rural. De même, l'indice de concentration de l'incidence de l'insuffisance pondérale s'est fixé

à  $-0,09$  à Libreville/Port-Gentil contre  $-0,06$  dans le milieu rural. Néanmoins, on peut observer que le différentiel d'inégalité de malnutrition entre le milieu urbain et rural est nettement plus important dans le cas du retard de croissance. En effet, l'inégalité socio-économique du retard de croissance est supérieure d'environ 80 pour cent à Libreville/ Port-Gentil, comparativement au milieu rural ; alors que la différence en ce qui concerne l'insuffisance pondérale n'atteint même pas 38 pour cent (soit 37,50 pour cent). Précisons que les mêmes tendances, mais à des proportions moindres, sont observées lorsque l'on compare l'ampleur de l'inégalité de la malnutrition qui prévaut dans les Autres villes à celle qui est présente en milieu rural –voir tableaux 6.4 et 7.4. Par ailleurs, on note que contrairement à ce qui prévaut dans le cas du retard de croissance où l'indice de concentration à Libreville/ Port-Gentil ( $C = -0,19$ ) est inférieur à celui estimé pour les Autres villes ( $C=-0,17$ ), l'inégalité socio-économique de l'insuffisance pondérale est relativement plus forte dans les Autres villes ( $C=-0,11$ ) qu'à Libreville/ Port-Gentil ( $C=-0,09$ ).

En outre, les analyses des taux de prévalence moyen de la malnutrition et des indices de concentration pour chaque milieu de résidence semblent mettre en évidence une relation inverse entre ces deux paramètres, et ce quel que soit la forme de malnutrition considérée. En effet, l'inégalité de la malnutrition tend à être plus forte là où sa prévalence est la plus faible, tandis qu'elle est plus faible là où la prévalence de la malnutrition est la plus forte. Cette tendance est observée par Pathak [2009] dans le cas de l'Inde. Cependant, dans une analyse comparative portant sur 47 pays, Van de Poel et al. [2008] suggèrent qu'il n'y a pas de relation évidente entre l'inégalité socio-économique face à la malnutrition et le taux de malnutrition moyen. Précisons, toutefois, que les données analysées par ces auteurs sont macroéconomiques et non spatiales.

Enfin, les données des tableaux 6.4 et 7.4, relativement à chaque milieu de résidence, confirment partiellement le résultat obtenu au niveau national selon lequel l'inégalité socio-économique du retard de croissance est plus accentuée que l'inégalité attachée à l'insuffisance pondérale. Ce phénomène se vérifie aisément en milieu urbain. En revanche, en milieu rural, l'inégalité socio-économique de l'insuffisance pondérale est un peu plus accentuée que l'inégalité du retard de croissance.



## **2-3 Ampleur de l'inégalité de la malnutrition : approche selon le genre**

Les données présentées aux tableaux 6.4 et 7.4 rendent compte de l'ampleur de l'inégalité socio-économique de la malnutrition dans les ménages gérés par les femmes et dans ceux gérés par les hommes. D'emblée, les indices de concentration relatifs à chaque catégorie de ménages confirment le constat global suivant lequel la malnutrition, sous toutes ses formes, frappe de façon disproportionnée les enfants appartenant aux ménages pauvres.

Les informations issues de ces tableaux montrent également que l'ampleur de l'inégalité socio-économique de la malnutrition des enfants diffère selon le genre du chef de ménage. Plus exactement, suivant la forme de malnutrition retenue, l'inégalité est plus importante dans l'une ou l'autre des deux catégories de ménages. C'est ainsi, que l'inégalité du retard de croissance des enfants apparaît être beaucoup plus prononcée dans les ménages gérés par les femmes –indice de concentration estimé à  $-0,33$ –, comparativement à ceux gérés les hommes– indice de concentration situé à  $-0,19$ . A l'inverse, l'inégalité de l'insuffisance pondérale semble plus forte dans les ménages masculins où l'indice de concentration vaut  $-0,16$ , que dans les ménages féminins où l'indice de concentration se situe à  $-0,14$ .

Après avoir mis en évidence l'ampleur des inégalités socio-économiques de la mortalité et de la malnutrition des enfants, nous allons maintenant tenter d'expliquer les causes de ces inégalités. Toutefois nous nous limiterons à expliquer l'inégalité du retard de croissance qui est la forme de malnutrition la plus répandue au Gabon.

### **B. Les déterminants du niveau de l'inégalité du retard de croissance**

On cherche ici à comprendre les facteurs explicatifs du niveau de l'inégalité du retard de croissance des enfants. Dans cette perspective, nous présenterons, en premier lieu, la méthode utilisée. En deuxième lieu, nous commenterons les résultats issus de l'application de cette méthode à l'indice de concentration du retard de croissance. Le but étant de mettre en exergue les principaux déterminants du niveau de l'inégalité socio-économique de cet indicateur.

#### **1. Méthode**

La décomposition de l'indice de concentration ainsi que la modélisation, la spécification des variables et les procédures économétriques, constituent les procédures que nous détaillerons dans l'exposé de notre méthode.

## 1-1 La décomposition de l'indice de concentration

La méthodologie de décomposition de l'indice de concentration de la santé est l'élément central de notre méthode. Elle a été développée et appliquée aux données sur la malnutrition des enfants au Vietnam par Wagstaff et al. en 2003. Par la suite, plusieurs auteurs, ont eu recours à cette méthode dans leurs travaux [Hosseinpoor et al. 2006 ; Van de Poel et al. 2007 ; Lachaud, 2003]. Pour Lachaud [2003], le fondement de cette technique est lié à l'intérêt d'incorporer l'analyse de la distribution socio-économique du statut nutritionnel des enfants au cadre économétrique d'une forme réduite d'un modèle anthropométrique. Ainsi, supposons un modèle de régression linéaire spécifiant la relation entre un indicateur de santé et un ensemble de facteurs exogènes. Un tel modèle peut s'exprimer comme suit:

$$Y_i = \alpha + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + \varepsilon \quad 17.4$$

où  $Y_i$  représente l'indicateur de malnutrition de l'enfant  $i$ , les  $X_{1i}, \dots, X_{ki}$  sont des variables exogènes de l'enfant  $i$ , relatives à ce dernier et au ménage auquel il appartient –instruction, sexe, âge, etc. –, et où  $\varepsilon_i$  traduit le terme aléatoire. Rappelons que l'objectif ici est d'expliquer l'inégalité socio-économique de l'indicateur de santé exprimée par l'indice de concentration  $-C$ <sup>152</sup>. A cet égard, en s'appuyant sur les relations entre les  $Y_i$  et les  $X_{ik}$  données par l'équation 17.4, ci-dessus, Wagstaff et al. [2003] indiquent que l'indice de concentration  $C$  peut être décomposé en contributions des facteurs individuels (c'est-à-dire des variables exogènes). Une nouvelle expression de l'indice de concentration  $C$  permet donc d'obtenir la décomposition suivante:

$$C = \sum_k (\beta_k \bar{X}_k) C_k + \frac{GC_\varepsilon}{\mu} \quad 18.4$$

où  $\mu$  est la moyenne des  $Y_i$ ,  $\bar{X}_k$  se réfère à la moyenne de  $X_k$ ,  $C_k$  exprime le coefficient de concentration pour le facteur  $X_k$ , et  $GC_\varepsilon$  représente l'indice de concentration généralisé pour les termes d'erreurs  $\varepsilon_i$ .

---

<sup>152</sup> L'expression du coefficient de concentration est celle donnée par l'équation 8 dans la première section du présent chapitre.

En fait, le second membre de l'équation [18.4] est composé de deux termes. On notera que le premier terme du second membre spécifie les déterminants de l'inégalité socio-économique en matière de santé, et équivaut à une somme pondérée d'indices de concentration relatifs aux  $k$  facteurs, les pondérations indiquant l'élasticité de  $Y_i$  par rapport à  $X_k$ —évaluée à la moyenne de l'échantillon. Le deuxième terme, quant à lui, représente l'inégalité de santé qui n'est pas expliquée par les variations des facteurs  $X_k$ , et peut être déterminée en tant que résidu. Cette composante résiduelle pourrait approcher zéro pour un modèle bien spécifié<sup>153</sup>.

## 1-2 Modélisation, spécification des variables et procédures économétriques

Dans ce second et dernier volet méthodologique, il s'agit de préciser quel modèle théorique, quelles variables et quelles procédures économétriques interviennent dans l'explication de l'inégalité de la malnutrition.

Les contours des fondements théoriques, qui sous-tendent habituellement la modélisation du statut nutritionnel des enfants, ont été visités dans le chapitre précédent [Becker, 1981 ; Behrman et Deolalikar, 1988 ; Strauss et Thomas 1995 ; Marini et Gragnolati, 2003]. Dans cette modélisation, l'estimation économétrique de la relation entre le statut nutritionnel et un ensemble de variables exogènes peut aisément se faire dans le cadre d'une équation réduite de demande de santé. Celle-ci est représentée par le modèle 3.3 du précédent chapitre. Pour l'exploration empirique des facteurs de l'inégalité de la malnutrition qui va suivre, les choix théoriques et de modélisation économétrique sont les mêmes que dans le troisième chapitre. Ainsi, l'équation 17.4, considérée comme une forme réduite de demande de santé, spécifie une relation linéaire entre, d'une part, un indicateur de retard de croissance des enfants et, d'autre part, un vecteur de variables caractérisant l'enfant, les parents et le ménage.

Dans ce travail, la variable dépendante définissant le retard de croissance (taille-pour-âge) est exprimée par rapport au Z-score: [(taille de l'enfant pour un âge et sexe donnés – taille moyenne de référence à l'âge et pour le sexe correspondants)/Ecart type de référence].

---

<sup>153</sup> Wagstaff, van Doorslaer et Watanabe [2003] spécifie que  $GC_e = \frac{2}{\mu} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i R_i$  qui est l'équivalent du coefficient de Gini correspondant à la courbe de Lorenz généralisée.

Les variables spécifiques aux enfants dans l'estimation incluent le sexe des enfants, leur âge et leur âge au carré. Le sexe des enfants –variable binaire ayant la valeur 1 pour les garçons et 0 pour les filles– est pris en compte pour considérer la possibilité de différences systématiques de retard de croissance en fonction du sexe. L'âge des enfants, comme il a été dit plus haut, permet de standardiser la variable dépendante, la malnutrition étant fonction de l'âge. En outre, le carré de l'âge permet de tenir compte de la non linéarité. Nous avons également choisi d'intégrer dans notre modèle certaines caractéristiques des parents: (i) l'âge de la mère –ainsi que son âge au carré– ; (ii) l'éducation de la mère exprimée en année ; (iii) l'éducation des maris/conjoints. En outre, deux éléments spécifiques au ménage sont pris en considération: la localisation géographique et le niveau de vie des ménages. La localisation géographique permet de tenir compte des différences de taux de malnutrition entre zone rurale et zone urbaine. Le niveau de vie des ménages, quant à lui, intervient afin de tenir compte des ressources disponibles des familles potentiellement utilisables en matière de santé. Il convient, à ce stade de l'analyse, de rappeler certains éléments inhérents au niveau de vie des ménages. En fait, Il s'agit de rappeler comment cet élément spécifique au ménage a été appréhendé. Ainsi, dans la mesure où l'enquête démographique et de santé du Gabon de 2000– comme toutes les enquête du même genre– ne collecte pas de données relatives aux indicateurs monétaires du niveau de vie, l'utilisation d'informations non monétaires inhérentes aux actifs des ménages est l'alternative utilisée dans la présente étude. Ce procédé initié par Filmer et Pritchett [1999], et aujourd'hui très utilisé, conduit à l'élaboration d'un indice d'actifs qui s'appuie sur plusieurs variables comme l'accès à des biens durables –radio, télévision, réfrigérateur, etc.– et à des services tels que l'accès à l'électricité, à l'eau potable, etc. Notre étude utilise l'analyse en composantes principales non linéaire avec codage optimal pour construire un indice de bien-être des ménages, fondé sur les actifs précédemment indiqués. Cet indice constitue l'indicateur du niveau de vie dans les régressions sous-jacentes à l'équation 17.4. Par conséquent, comme le fait remarquer Alderman [2000]<sup>154</sup>, l'exogénéité de la variable de niveau de vie – l'indice d'actifs des ménages – peut être remise en question, dès lors que les parents peuvent fonder, en partie, leur offre de travail par rapport à l'état de santé de leurs enfants. De ce fait, des enfants en bonne santé pourraient inciter à travailler. Toutefois, dans notre travail, l'indice d'actifs des ménages est considéré comme étant une variable exogène. Compte tenu de l'ensemble de ces éléments, la procédure économétrique

---

<sup>154</sup> Cité par Lachaud [2003].

que nous retenons pour tester le modèle indiqué à l'équation 17.4 est l'estimation par moindres carrés ordinaires, avec correction pour l'hétéroscédasticité.

La méthode de décomposition de l'indice de concentration ayant été présentée, nous passons maintenant à l'analyse des résultats issus de son application pour l'explication de l'inégalité du retard de croissance des enfants.

## 2. Résultats

Les résultats de la décomposition de l'indice de concentration relatif au retard de croissance des enfants sont présentés au tableau 8.4. L'avant dernière colonne «contribution à l'indice de concentration  $C$ » montre la contribution de chaque facteur à l'inégalité socio-économique du retard de croissance, et suggère certains commentaires.

Premièrement, les inégalités de niveaux de vie des ménages, appréhendées par l'indice des actifs de ces derniers, jouent un rôle dans l'explication des inégalités du retard de croissance des enfants. La contribution à l'indice de concentration de ce facteur rehausse l'inégalité socio-économique du retard de croissance. Ce résultat est en accord avec les conclusions de la plupart des études mettant en évidence le rôle du statut socio-économique des ménages dans l'explication de l'inégalité du retard de croissance ou de la santé<sup>155</sup>. Toutefois, alors dans les études antérieures l'inégalité de niveaux de vie jouait un rôle prédominant dans l'explication de l'inégalité de la malnutrition, dans notre étude l'inégalité de niveau de vie apparaît être un facteur secondaire. Ainsi, nos résultats montrent que, au Gabon, la part de l'indice des actifs dans l'explication de l'inégalité de la malnutrition est de 23,20 pour cent<sup>156</sup>. A titre de comparaison, Lachaud [2003], pour le Burkina Faso, le Cameroun et le Togo trouvait que cette part était, respectivement, de 96,20, 63 et 59,10 pour cent. Pourtant, on observe que l'indice de concentration partiel relatif à la richesse des ménages est l'un des plus élevé parmi les facteurs pris en considération dans l'équation 17.4. La faible contribution de l'indice d'actifs peut s'expliquer par la spécification retenue pour exprimer l'équation 17.4, celle-ci étant linéaire. En effet, l'analyse des déterminants du retard de croissance conduite au chapitre 3, et qui retenait à la fois une spécification linéaire – estimation par MCO – et une spécification non linéaire – modèle Probit – a montré que la

---

<sup>155</sup> Wagstaff, Van Doorslaer et Watanabe [2003] pour le Vietnam dans l'explication de l'inégalité du retard de croissance; Lachaud 2003 pour le Burkina Faso, le Cameroun et le Togo tentait également d'expliquer l'inégalité du retard de croissance, et Reza Hosseinpoor et al. (2006) pour l'Iran cherchaient à expliquer l'inégalité de la mortalité infantile.

<sup>156</sup> C'est-à-dire le ratio:(0,0496/0,2137).

deuxième estimation était de qualité relativement meilleure<sup>157</sup>, la variable de niveaux de vie ayant une plus forte significativité et un coefficient d'estimation plus élevé.

**Tableau 8.4: Décomposition de l'inégalité de retard de croissance des enfants de moins de 60 mois–Gabon–2000**

Paramètres	Coefficients	Moyennes	Elasticités	Indices de concentration partiels	Contribution à l'indice de concentration C
<b>Variables</b>					
<b>Sexe des enfants<sup>1</sup></b>	0,0695	0,5067	0,0242	-0,0118	0,0000
<b>Age des enfants (mois)</b>					
Age	-0,4922*	27,0921	-9,1963	0,0144	-0,1324
(Age) <sup>2</sup>	0,0063*	1026,628	4,4605	0,0153	0,06824
<b>Age des mères (années)</b>					
Age	0,5667*	27,5009	10,7481	-0,0039	-0,0419
(Age) <sup>2</sup> /100	-0,8377*	8,0477	-4,6493	-0,0127	0,0590
<b>Education mère (années)</b>					
Education	0,2828**	6,2414	1,2172	0,0249	0,0246
(Education) <sup>2</sup>	-0,0156	49,7480	-0,5352	0,0759	-0,0406
<b>Education mari/conj.</b>					
Education	0,0017	7,2266	0,0084	0,0119	0,0001
(Education) <sup>2</sup>	-0,0022	77,8986	-0,1235	0,0412	-0,0050
Actif du ménage (indice) <sup>2</sup>	0,0531*	31,3764	0,8092	0,0432	0,0349
<b>Milieu de résidence<sup>3</sup></b>					
Villes secondaires	-1,7534*	0,2562	-0,3098	-0,0468	0,0144
Rural	-3,3096*	0,2777	-0,6338	-0,2017	0,1278
<b>Variables communautaires</b>					
<i>1. Enfants</i>					
Fièvre <sup>4</sup>	-0,0291	32,2906	-0,6480	-0,0038	0,0024
Toux <sup>4</sup>	0,0059**	39,8933	0,1623	0,0015	0,0002
Diarrhée <sup>4</sup>	0,0190	17,3168	0,2263	-0,0196	-0,0044
Vaccination <sup>5</sup>	-0,0437	26,8447	-0,8090	0,0594	-0,0480
<i>2. Femmes</i>					
Indice de Quételet <sup>6</sup>	0,1143	23,7241	1,8701	0,0094	0,0175
Accouchement assisté <sup>7</sup>	-0,0380*	60,8169	-1,5938	0,0334	-0,0532
Résidu <sup>8</sup>	.	.	.	.	.
Total	.	.	.	0,2137	.

(1)Base=filles (1=garçons) ; (2) indice élaboré à partir d'une analyse en composantes principales non linéaire -voir chapitre 2; (3) Base=Libreville/Port-Gentil ; (4) Proportion par cluster des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête, qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (Fièvre) ; (iii) de la toux (Toux) ; (5) Proportion par cluster du même groupe d'enfants ayant été vaccinés –BCG, Polio et DTCoq ; (6) Moyenne par cluster de l'indice de Quételet ou Indice de masse corporelle (IMC) des femmes ayant eu des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête ; (7) Pourcentage de femmes par cluster au cours des cinq dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié ; (8) Calculé selon la différence entre la valeur de l'indice de concentration global indiqué au niveau de la ligne « total » et la somme des contributions des facteurs ;

Note :\*=significatif à 5 pour cent au moins ; \*\*=significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir de la base de données de l'enquête démographique et de santé de 2000.

Or, l'ampleur du coefficient d'estimation influence directement le niveau de contribution du facteur auquel il se rapporte: une valeur élevée de celui-ci donnant une élasticité plus importante et donc une contribution plus forte (voir équation 18.4).

<sup>157</sup> Dans la mesure où les facteurs pris en compte pour l'estimation de l'équation 17.4 qui fonde le modèle explicatif de l'inégalité sont les mêmes que ceux considérés dans le chapitre 3 nous devrions parvenir à un résultat similaire concernant la qualité de l'estimation linéaire comparativement à l'estimation Probit.

Deuxièmement, le tableau 8.4 montre que l'âge des enfants constitue la source la plus importante d'inégalités socio-économiques du retard de croissance. Cette caractéristique des enfants contribue à réduire considérablement l'inégalité, sa part dans l'explication de l'inégalité s'élevant à -62,95 pour cent<sup>158</sup>. En revanche, le carré de l'âge des enfants tend à rehausser l'inégalité (contribution à l'indice d'inégalité égale à 0,06824), contrebalançant, en partie, l'effet de l'âge. Ainsi, l'impact net -négatif- de l'âge contribue pour plus de 30 pour cent au coefficient de concentration du retard de croissance<sup>159</sup>. L'âge des enfants conserve, malgré tout, une contribution très importante.

Troisièmement, le tableau 8.4 suggère également que le milieu de résidence des ménages joue un rôle prépondérant. En effet, on observe que, lorsque l'on contrôle par un ensemble de facteurs, notamment l'âge des enfants en mois, le fait de résider dans les Autres villes ou en milieu rural plutôt qu'à Libreville/Port-Gentil contribue à rehausser l'inégalité de la malnutrition des enfants. Ainsi, en combinant les contributions à l'indice de concentration des Autres villes et du milieu rural, on constate que la part nette du milieu de résidence dans l'explication de l'inégalité de la malnutrition est de 42,34 pour cent<sup>160</sup>. Notons que cette situation résulte, en grande partie, du très fort impact du milieu rural sur l'inégalité de la malnutrition des enfants, celui-ci expliquant à lui seul 36,49 pour cent<sup>161</sup> de l'inégalité. En termes d'effet net, le milieu de résidence représente l'élément le plus important à l'origine de l'inégalité de la malnutrition des enfants.

Quatrièmement, l'instruction de la mère ainsi que son âge jouent un rôle dans l'explication de l'inégalité de la malnutrition. Les disparités d'instruction des mères, tout d'abord, influencent à la hausse l'inégalité du retard de croissance. L'impact de ce facteur, nombre d'années d'instruction, contribue pour 11,65 pour cent<sup>162</sup> au coefficient de concentration du retard de croissance. Soulignons que les années d'instruction au carré de la mère ne représentent pas un élément explicatif de la malnutrition. L'âge des mères, ensuite, contribue à diminuer l'inégalité du retard de croissance des enfants. D'après les résultats du tableau 8.4, la part de l'âge des mères dans la réduction de l'inégalité socio-économique du retard de croissance s'établit à 19,60 pour cent<sup>163</sup>. En revanche, l'âge des mères, sous sa forme quadratique, participe à augmenter l'inégalité. La part de ce facteur dans l'explication de

<sup>158</sup> C'est-à-dire le ratio:  $(0,1324/0,2137)$

<sup>159</sup> C'est-à-dire la différence:  $[(0,0682-0,1324)/0,2137]$ .

<sup>160</sup> C'est-à-dire le ration:  $[(0,0780+0,0125)/0,2137]$ .

<sup>161</sup> C'est-à-dire le ratio:  $(0,2017/0,2137)$ .

<sup>162</sup> C'est-à-dire le ratio :  $(0,0249/0,2137)$ .

<sup>163</sup> C'est-à-dire le ratio:  $(0,0419/0,2137)$ .

l'indice de concentration est de 27,60 pour cent<sup>164</sup>, donc significativement plus importante que la part due à l'âge. De ce fait, l'impact net de l'âge des mères sur l'inégalité de la malnutrition des enfants reste positif et peu élevé, soit environ 8 pour cent<sup>165</sup>. En s'appuyant sur les travaux conduits dans d'autres pays, il semble que l'âge de la mère est susceptible soit d'augmenter ou de réduire l'inégalité du retard de croissance en fonction des pays, mais que l'effet net de l'âge –c'est-à-dire en tenant compte de l'effet quadratique– reste positif<sup>166</sup>.

Enfin, trois variables communautaires sont impliquées dans l'explication de l'inégalité du retard de croissance. Les variables concernées qui figurent dans le tableau 8.4 sont: (i) le pourcentage dans la communauté d'enfants atteints de fièvre ; (ii) le pourcentage dans la communauté d'enfants vaccinés ; (iii) le pourcentage dans la communauté d'accouchements assistés par du personnel médical. Ainsi, nous pouvons, par exemple, constater que la proportion d'enfants vaccinés ainsi que le pourcentage d'accouchements assistés par du personnel médical dans la communauté contribuent à réduire l'inégalité du retard de croissance des enfants. La proportion d'enfants atteints de fièvre contribue, quant à elle, à augmenter l'inégalité du retard de croissance. Toutefois, parmi les trois facteurs communautaires, le pourcentage dans la communauté d'enfants vaccinés et le pourcentage dans la communauté d'accouchements assistés par du personnel médical ont un impact particulièrement important, expliquant, respectivement, 22,46 et 24,80 pour cent de l'indice de concentration. Soit, pour chaque facteur, une contribution très proche de celle des disparités de niveaux de vie (23,40 pour cent).

## **Conclusion du quatrième chapitre**

Notre but dans ce chapitre a été de préciser l'ampleur et les facteurs de l'inégalité socio-économique de la santé des enfants au Gabon. Dans cette optique, nous avons examiné l'ampleur de l'inégalité socio-économique, à la fois, face à la mortalité et à la malnutrition des enfants, et appréhendé uniquement les facteurs de l'inégalité socio-économique de la malnutrition des enfants en termes de retard de croissance. Cette investigation a conduit à plusieurs conclusions.

---

<sup>164</sup> C'est-à-dire le ratio:  $(0,0590/0,2137)$ .

<sup>165</sup> Ce chiffre qui tient compte de l'effet quadratique de l'âge des mères vaut:  $(0,0590-0,0419)/0,2137$ .

<sup>166</sup> En effet, les estimations de Lachaud [2003] ont montré qu'au Burkina Faso en 1998, l'âge des mères rehaussait l'inégalité de la malnutrition des enfants alors que l'âge au carré diminuait l'inégalité. En revanche au Togo en 1998, l'inverse se produisait, l'âge des mères contribuant à réduire l'inégalité de la malnutrition et l'Age au carré induisant une augmentation de l'inégalité. Dans tous les cas, en définitive, même si le sens de l'impact de l'âge changeait, l'impact net de ce dernier –c'est-à-dire en tenant compte de l'effet quadratique- sur l'inégalité de la malnutrition restait positif.



Premièrement, l'étude indique qu'une inégalité de la mortalité infantile et infanto-juvénile « pro-riches » prévaut au Gabon, comme dans maints pays en développement. En d'autres termes, quel que soit le type de mortalité des enfants considéré, la mortalité des enfants est plus élevée dans les ménages pauvres que dans les ménages riches. Dans ce contexte, l'inégalité face à la mortalité infanto-juvénile tend à être plus importante que l'inégalité face à la mortalité infantile. Par ailleurs, l'inégalité de la mortalité varie considérablement selon le milieu de résidence, et dans une moindre mesure selon le sexe du chef de ménage. En milieu rural où les taux de mortalité (infantile et infanto-juvénile) sont les plus élevés, l'inégalité relative à la mortalité (infantile et infanto-juvénile) est la plus forte. Les ménages gérés par les femmes sont ceux qui connaissent le niveau d'inégalité de la mortalité des enfants le plus faible.

Deuxièmement, l'étude qui mesure également l'inégalité de la malnutrition des enfants à travers le retard de croissance et l'insuffisance pondérale montre que celle-ci s'exerce toujours au détriment des pauvres. Ces derniers ont tendance à présenter des taux de malnutrition des enfants plus élevés que les plus riches. En outre, l'inégalité socio-économique relative au retard de croissance, représentant la forme de malnutrition la plus répandue au Gabon, est plus prononcée que l'inégalité socio-économique de l'insuffisance pondérale. Par ailleurs, selon le milieu de résidence et le genre, on constate que l'inégalité socio-économique dans les deux formes de malnutrition obéit à un schéma intéressant et différent de celui que suit la mortalité. En effet, selon le milieu de résidence, la prévalence de la malnutrition est beaucoup plus forte en milieu rural et parmi les ménages pauvres. La même situation se présentait dans le cas de la mortalité. Néanmoins, à l'opposé de ce que l'on a observé dans le cas de la mortalité, l'inégalité de la malnutrition est plus élevée dans les villes, en particulier pour le retard de croissance. En fonction du genre, alors que l'inégalité socio-économique est plus élevée dans les ménages gérés par les hommes quel que soit le type de mortalité, on observe que l'inégalité de l'insuffisance pondérale est plus forte dans les ménages gérés par les hommes tandis que l'inverse est mis en avant en ce qui concerne le retard de croissance.

Troisièmement, la décomposition de l'indice de concentration relatif au retard de croissance des enfants gabonais que propose pour la première fois cette étude, indique que le milieu de résidence rural est le facteur le plus important du niveau de l'inégalité de la malnutrition des enfants. Comme la contribution de ce facteur est positive, cela signifie que ce dernier contribue à augmenter l'inégalité socio-économique du retard de croissance. La

décomposition de l'indice de concentration met également en évidence d'autres sources majeures d'inégalité de malnutrition des enfants. D'une part, lorsque l'on contrôle par un ensemble de facteurs, l'âge de la mère de même que les disparités de niveau de vie, tendent à rehausser l'indice de concentration de la malnutrition, de telle sorte que cette forme de malnutrition est plus élevée chez les pauvres. Cependant, le facteur niveau de vie n'est significatif qu'à partir d'un seuil de 20 pour cent. A cet égard, il nous apparaît juste de regretter le fait que la méthode de décomposition de l'indice de concentration se limite à des modèles linéaires, et qu'elle ne puisse pas s'étendre aux modèles non linéaires, comme par exemple le modèle Probit. En effet, l'estimation Probit des facteurs explicatifs du retard de croissance conduite dans le troisième chapitre mettait en évidence le rôle déterminant de la pauvreté. Dans cette estimation Probit, les coefficients relatifs aux variables de niveau de vie étaient significatifs au seuil de 1 pour cent. D'autre part, par contre, l'âge des enfants, le pourcentage dans la communauté d'enfants vaccinés et le pourcentage dans la communauté d'accouchements assistés par du personnel médical, participent à réduire l'inégalité du retard de croissance. De ce fait, les disparités d'instruction des mères, le milieu de résidence Autres villes, et le pourcentage dans la communauté d'enfants atteints de fièvre ne jouent qu'un rôle secondaire dans l'explication de l'inégalité. On notera que ces derniers facteurs contribuent positivement à diminuer l'inégalité du retard de croissance.

En définitive, l'étude suggère qu'une stratégie efficace permettant de réduire l'inégalité entre pauvres et non pauvres et d'améliorer les résultats de santé des pauvres, repose sur le développement des zones rurales. Ainsi, une stratégie de développement d'activités génératrices de revenus, dans le secteur agricole notamment, est susceptible de réduire la pauvreté sous toutes ses formes. Par ailleurs, compte tenu du rôle déterminant de la vaccination et de l'assistance à l'accouchement, il est probable que l'amélioration de la disponibilité des services de santé en milieu rural soit une politique pertinente.

## CONCLUSION GENERALE

Dans cette recherche dont l'objectif principal est d'examiner l'impact de la pauvreté sur la santé au Gabon, nous avons choisi de commencer par présenter, d'une part, les indicateurs principaux de santé en relation avec les OMD et, d'autre part, le système de santé. Le choix de se focaliser sur l'examen des indicateurs des OMD liés à la santé n'a pas été fortuit. Il naît de l'importance que la communauté internationale –y compris le Gabon– accorde aujourd'hui aux OMD, en général, et aux OMD liés à la santé, en particulier, dans le cadre de la stratégie ambitieuse de réduction de la pauvreté, ainsi que ses causes et manifestations. L'investigation du contexte sanitaire a permis d'insister sur le mauvais bilan de l'état de santé des populations gabonaises<sup>167</sup>, et sur les carences, à tous les niveaux, de son système de santé.

Après avoir dressé ce bilan de l'état de santé des populations et du système sanitaire, nous avons entrepris d'analyser les interactions entre la pauvreté en termes d'actifs des ménages et les indicateurs de santé des enfants de moins de cinq ans se rapportant à la mortalité et à la malnutrition. Les principales conclusions de nos investigations empiriques justifient l'intérêt d'une telle démarche pour le Gabon, dans la mesure où elles sont fondées sur des analyses économétriques, lesquelles sont peu nombreuses à avoir traité des questions de santé. Aujourd'hui, l'approche dominante ayant été adoptée pour tenter de comprendre les problèmes de santé dans ce pays est l'analyse descriptive. S'agissant des relations entre la pauvreté en termes d'actifs des ménages et la mortalité des enfants, trois conclusions peuvent être considérées. En premier lieu, notre étude confirme le niveau élevé de la mortalité infanto-juvénile et de la mortalité infantile au Gabon. En deuxième lieu, bien que les ménages gérés par les femmes affichent des taux de mortalité des enfants plus élevés que ceux observés dans les ménages ayant à leurs têtes des hommes, ces différences ne sont pas statistiquement significatives, pour justifier d'une analyse selon le genre ou le sexe du chef de ménage, des relations entre la pauvreté et la santé au Gabon. Toutefois, quelques caractéristiques intéressantes des ménages gérés par les femmes et par les hommes ayant été mises en exergue lors de l'analyse descriptive méritent d'être soulignées. En particulier, l'analyse descriptive a montré que plus de la moitié des ménages gérés par les femmes appartenaient à la catégorie de niveau de vie la plus élevée, tandis qu'ils sont moins nombreux du côté des ménages gérés par les hommes. Par ailleurs, cette analyse permet de constater que les ménages gérés par les femmes sont dans une écrasante majorité monoparentaux et que la

---

<sup>167</sup> Il peut être important de mentionner que si globalement le Gabon présente un profil épidémiologique similaire à celui des autres pays africains, ses indicateurs sanitaires, bien que préoccupants, demeurent relativement meilleurs que ceux de la majorité de ces pays.

grande partie des femmes qui composent ces ménages est âgée de 17 à 24 ans. En troisième lieu, l'étude montre que la pauvreté appréhendée en termes d'actifs des ménages a un impact net sur la mortalité des enfants. De ce fait, notre travail indique qu'il est opportun, dans le cadre des politiques de santé visant à réduire la mortalité des enfants, d'agir dans le sens d'un renforcement des actifs des ménages. Par ailleurs, étant donné les impacts significatifs et de forte ampleur d'autres variables telles que l'âge des mères lors de la naissance de leurs enfants, le milieu de résidence ou le niveau d'éducation des femmes, d'autres implications en termes de politiques de santé en vue d'une réduction de la mortalité des enfants émanent de nos résultats. En particulier, dans le domaine de l'éducation, il convient de mener des actions fortes pour augmenter le nombre d'années d'instruction formelle (au niveau primaire et secondaire). En effet, le fort taux d'alphabétisation de la population et surtout des femmes ne suffit pas pour garantir la bonne qualité des soins aux enfants. Toutefois, une orientation de recherche intéressante, et susceptible d'enrichir la compréhension de la mortalité des enfants en relation avec la pauvreté pourrait consister à considérer les enfants comme unité d'analyse. Il s'agit, en d'autres termes, d'appréhender les déterminants de la survie des enfants.

En ce qui concerne les relations entre la pauvreté et la malnutrition des enfants, les principales conclusions qui peuvent être retenues sont au nombre de quatre. La première conclusion est que la malnutrition constitue assurément un problème de santé manifeste chez les enfants gabonais de moins de cinq ans, et que le retard de croissance demeure la forme de malnutrition la plus présente chez ces enfants. La deuxième suggère que les relations entre la pauvreté et la malnutrition des enfants dépendent de la forme de malnutrition retenue. Cette relation est systématique lorsque la malnutrition est évaluée par le retard de croissance, tandis que dans le cas de l'insuffisance pondérale la relation n'est vérifiée que pour la catégorie niveau de vie des ménages en termes d'actifs la plus pauvre. Toutefois, le lien entre la pauvreté et la malnutrition au Gabon mérite d'être pris en considération par les politiques, dans la mesure où l'effet de la pauvreté sur le problème de malnutrition le plus fréquent est sans ambiguïté. La troisième conclusion concerne, comme pour la mortalité, le fait qu'une analyse des relations entre la pauvreté et la malnutrition dans une perspective de genre (sexe du chef de ménage) n'est pas fondée. La quatrième conclusion a trait aux nombreux autres déterminants de la malnutrition des enfants. D'une part, l'étude attire l'attention sur l'influence des attributs des enfants (âge, rang de naissance, intervalle de naissance et sexe de l'enfant), aussi bien sur le retard de croissance que sur l'insuffisance pondérale. A cet égard, une attention particulière doit être portée à l'égard des enfants en période de sevrage. D'autre

part, les autorités doivent prendre la mesure des bénéfices en termes d'amélioration du statut nutritionnel des enfants qui découleraient d'une appréciation du niveau d'instruction des parents (père et mère). Enfin, l'étude appelle les décideurs politiques gabonais à mener des actions fortes en milieu rural en vue d'agir significativement sur la forme de malnutrition la plus importante dans le pays. Il convient de noter que le milieu de résidence rural n'a pas d'impact en termes d'insuffisance pondérale.

Pour ce qui a trait à l'analyse de l'ampleur de l'inégalité de santé, ainsi que des relations qui prévalent entre cette dernière et la pauvreté en termes d'actifs des ménages, notre travail permet de présenter trois principales observations. Premièrement, au Gabon, l'inégalité socio-économique de la mortalité des enfants et celle liée à la malnutrition sont assez fortes, et comme c'est souvent le cas, « pro-riches ». Toutefois, on constate que l'inégalité socio-économique de la mortalité des enfants est plus accentuée en zone rurale, tandis que celle liée à la malnutrition est plus prononcée en milieu urbain. Deuxièmement, l'analyse du niveau de l'inégalité de la malnutrition en termes de décomposition suggère que celle-ci est probablement causée par la pauvreté définie en termes d'actifs. Troisièmement, il importe de mettre l'accent sur la forte implication du milieu de résidence rural dans l'explication du niveau de l'inégalité socio-économique de la malnutrition des enfants. De tels éléments pourraient avoir de l'importance dans l'élaboration des politiques sanitaires.

Comme tout travail de recherche, le notre peut faire l'objet de certaines critiques à la fois sur le plan théorique et empirique. Sur le plan théorique, une critique<sup>168</sup> principale pourrait concerner l'applicabilité du modèle de production des ménages tiré des travaux de Becker [1965] dans le contexte du Gabon. Autrement dit, il pourrait nous être reproché le fait que notre étude repose sur l'hypothèse d'un « ménage unitaire », impliquant que les ressources au sein de ce dernier soient réparties en fonction des besoins ; ce qui fait que le bien-être des individus est assimilé au niveau de vie moyen du ménage auquel il appartient. Comme alternative au « ménage unitaire », les analyses théoriques suggèrent des « modèles collectifs », c'est-à-dire dans lesquels les ménages sont considérés comme des groupes au sein desquels prévaut l'hétérogénéité des préférences et l'élaboration de décisions à l'issue d'un processus de négociation<sup>169</sup>. Dans le même temps, des études empiriques tendent à

---

<sup>168</sup> A ce propos, voir notamment Chiappori [1992].

<sup>169</sup> McElroy [1990]; Haddad, Hoddinott, Alderman [1994]; Lachaud [1998b]; Meignel [1997] présente des approches alternatives.

montrer que : (i) la répartition des ressources inter-ménages est favorable aux hommes<sup>170</sup> ; (ii) les ressources monétaires et non monétaires au sein des ménages ne sont pas réparties en proportion des besoins<sup>171</sup> ; (iii) l'existence d'une inégalité intra-ménage dans la répartition des ressources – en particulier, un biais selon le genre –<sup>172</sup>, et ; la possibilité de contrôle différencié des ressources au sein des groupes. L'hypothèse de « ménage unitaire » et la définition du bien-être des individus qui en découle ont également été remis en cause par les analyses des féministes ainsi que par celles visant à intégrer le genre dans l'étude de la pauvreté<sup>173</sup>. En réalité, bien que les « modèles collectifs » apportent des éléments de compréhension quant aux interactions entre les membres du ménage, plusieurs auteurs tels que Lachaud [1998b] ou Koné [2002] s'accordent pour dire qu'ils restent insuffisants pour rejeter le modèle unitaire. En particulier, ils se heurtent à de sérieuses difficultés de formalisation<sup>174</sup>. Eu égard à ces éléments, et compte tenu de l'état embryonnaire de la recherche empirique relative à l'appréhension du bien-être des individus au Gabon, le modèle unitaire est susceptible d'aider à comprendre et à analyser la dynamique familiale.

Sur le plan empirique, notre recherche peut se heurter à deux importants problèmes. D'une part, dans cette recherche, nous privilégions l'aspect exogène de la pauvreté non monétaire, alors que certains chercheurs soutiennent l'idée que la pauvreté doit être traitée dans son acception endogène pour ce type de recherche. L'essence même du problème est l'idée que la pauvreté est déterminée simultanément avec la santé. Cependant, dans le cas qui nous concerne, dès lors que la pauvreté est fondée sur les actifs – hors ceux reflétant le capital humain – des ménages, d'autres auteurs suggèrent qu'elle peut être traitée de façon exogène dans les études la reliant à la santé. Et ce, pour une simple raison. Dans ce type d'analyse, les actifs des ménages sont considérés à la fois comme des facteurs exogènes et prédéterminés dans la relation pauvreté-santé [Behrman, 1990]. C'est sur cette argumentation que nous fondons l'usage exogène de la pauvreté dans la présente recherche. D'autre part, le fait que notre étude concernant les liens entre la pauvreté et la malnutrition ne prenne pas en compte l'existence d'un éventuel biais de sélection dans les estimations peut être considéré comme une faiblesse. Ainsi que le font remarquer Morrison et Linskens [2000], ce biais pourrait être dû « au fait que seuls les enfants en vie au moment de l'enquête peuvent être mesurés ou

---

<sup>170</sup> Strauss, Thomas [1995] cité par Lachaud [1998b].

<sup>171</sup> Behrman [1990], Harris [1990] cités par Lachaud [1998b].

<sup>172</sup> Lachaud [1998b].

<sup>173</sup> Oxaal et Cook [1998].

<sup>174</sup> Lachaud [année à préciser] justifie en quoi les résultats en faveur des modèles collectifs demeurent préliminaires.

pesés » [Morrisson, Linskens, 2000, p. 11]. Sous ces conditions, la méthode de correction de biais serait celle qui consiste à mettre en œuvre un modèle Probit pour estimer la probabilité de survivre. Ainsi, cette correction aboutirait à une estimation non biaisée par les MCO de la fonction de santé représentée par la malnutrition. Bien que cette option semble pertinente, nous avons opté, comme le font la plupart des auteurs, pour une approche sans correction d'erreur. Par ailleurs, la prise en compte de la problématique de genre à travers le sexe du chef de ménage pourrait paraître réducteur étant donné les multiples dimensions qui caractérisent la réalité de genre. Cette approche d'intégration de la problématique de genre dans notre recherche découle immédiatement du fait que nous considérons le ménage comme unité d'analyse pour l'évaluation du bien-être. En outre, on rappelle que notre but était de tester si les ménages gérés par les femmes et ceux gérés par les hommes se comportaient différemment en matière de santé, et non pas, par exemple, d'examiner les conséquences en termes de santé des relations entre la pauvreté et le genre<sup>175</sup>. Dans ce contexte, un argument principal est susceptible de rehausser une telle approche. Ainsi, selon l'UNICEF, « l'impact des décisions que prennent les femmes sur le développement des enfants apparaît très clairement dans les familles qu'elles dirigent » [UNICEF, 2006, p. 27]. Ajoutons que sur l'inégalité de santé, une analyse de l'évolution de l'inégalité de la malnutrition relative au retard de croissance, ainsi que des déterminants de cette évolution utilisant la décomposition de type Oaxaca aurait été d'une grande utilité pour la compréhension des variations des disparités de malnutrition dans le temps [Wagstaff et al. 2003 ; Lachaud, 2003]. Malheureusement, cette direction n'a pu être suivie. Pour cause, l'EDSG 2000 demeure jusqu'alors l'unique enquête de ce type, ce qui empêche de fait de suivre la dynamique des variables prises en compte dans notre étude sur l'inégalité de santé.

Malgré ces quelques limites qui auraient pu sans doute enrichir cette recherche, nous espérons avoir contribué à étendre le champ de la connaissance concernant les liens entre la pauvreté et la santé. En effet, non seulement les travaux empiriques dans ce domaine restent peu développés au Gabon, mais notre travail a réussi à mettre en évidence un certain nombre de particularités tant sur le type de facteurs les plus déterminants que sur l'ampleur de leur impact.

---

<sup>175</sup> Pour une argumentation en ce sens, voir par exemple Oxaal et Cook [1998].



## REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ALDERMAN, H. [2000], « Anthropometry », in *Designing Household Survey Questionnaires in developing countries*, GROSH, M., GLEWWE, P. (dir), World Bank, Washington.

ALDERMAN, H., BEHRMAN, J.R., HODDINOTT, J. [2003], « Nutrition, malnutrition and economic growth », in *health, human capital and economic growth*, ALDERMAN, H., BEHRMAN, J.R., HODDINOTT, J. (dir), Pan American Health Organization.

BANQUE MONDIALE. [1997], *Republic of Gabon, Poverty in Rent-based Economy*, in two volumes, Volume II, Human Development, group II Africa Region, June 27, 1997, n° 16333–GA.

–. [2000], *World Development Report 2000/2001: Attacking poverty*, World Bank, Washington.

–. [2003], *Profil pays du Gabon*, The Economist Intelligence Unit, Washington, Banque Mondiale.

BARRERA, A. [1990], « The role of maternal schooling and its interaction with public health programs in child health production », *Journal of development economics*, vol.32, pp. 69–91.

BEAULIERE, A. [2005], *Pauvreté et santé en Haïti*, Thèse de Doctorat des Sciences économiques, Université Montesquieu–Bordeaux IV, 28 février 2005.

BECKER, G. 1965], « A theory of the allocation of time », *The Economic Journal*, vol. XXV, n°299.

–. [1981], *A Treatise on the family*, Cambridge, Harvard University Press.

BEHRMAN, J. R. [1990], *The Action of Human Resources and Poverty on One Another : what we have yet to learn?*, LSMS Working Paper n°74, pp. 1–156.

BEHRMAN, J.R., DEOLALIKAR, A.B. [1988], « Health and nutrition », *Handbook on Development Economics*, vol.1, pp. 631–711, Hollis B., Chenery., Srinivasan, T.N eds, Amsterdam.

BEHRMAN, J. R., WOLFE, B. [1987], « How does mother's schooling affect family health, nutrition, medical care usage, and household sanitation? », *Journal of Econometrics*, vol.36, pp. 185–204.

BERMAN, P., KENDALL, C., BHATTACHARYVA, K. [1994], « The household production of health : integrating social science perspectives on micro-level health determinants », *Social Science and Medicine*, vol.38, n°2, pp. 205–215.

BÖHEIM, R. [2002], *Why are West African children underweight*, Seminar for applied economics Department of Economics, University of Munich, Germany.

BOROOAH, V.K [2002], *The role of maternal literacy in reducing the risk of child malnutrition in India*, document de travail, University of Ulster and ICER.

BOUVILLE, J.F. [2003] « Etiologies relationnelles de la malnutrition infantile en milieu tropical », *Devenir*, vol.31, pp. 27–47.

BRAVEMAN, P., ELEUTHER, T. [2002], « Social inequalities in health within countries: not only an issue for affluent nations », *Social Science and Medicine*, vol.54, n°11, pp. 1621–1635.

BRIEND, A. [1998], *La malnutrition de l'enfant : des bases physiopathologiques à la prise en charge sur le terrain*, Bruxelles, Institut Danone.

BROCKERHOFF, M., HEWETT, P. [2000], « Inégalités de la mortalité de l'enfant chez des groupes ethniques de l'Afrique subsaharienne », *Bulletin de l'Organisation mondiale de la santé, Recueil d'articles*, n°3.

CAGATAY, N. [1998], *Gender and poverty*, Social Development and Poverty Elimination Division, Working Paper Series n°5.

CALDWELL, J.C. [1979], « Education as a factor in mortality decline: an examination of Nigerian data », *Population Studies*, vol.33, n°3, pp. 395–413.

CARR, H.R. [1988], « Time trends in inequalities in health », *Journal of Biosocial Science*, vol.20, pp. 265–273.

CENTRE DE RECHERCHE POUR LE DEVELOPPEMENT INTERNATIONAL (CRDI) [2003], *Population et santé et survie dans les sites du réseau INDEPTH*, CRDI livres en ligne, [http://www.idrc.ca/fr/ev-9435-201-1-DO\\_Topic.html](http://www.idrc.ca/fr/ev-9435-201-1-DO_Topic.html).

CHARASSE, C. [1999], « La mesure et les déterminants de l'état de la santé en Afrique du Sud », *Revue d'économie du développement*, avril, pp. 9–37.

CHIAPPORI, P.A. [1992], « Collective models of household behaviour : the sharing rule approach », *International Food Policy Research Institute*, vol.14, pp. 245–255, World Bank.

CHIESA MOUTANDOU-MBOUMBA, S., MOUNANGA, M. [1999], « La prématurité au Gabon, problème médical et/ou de société », *Médecine d'Afrique Noire*, vol.46, n°10.

CHIRWA, E.W., NGALAWA, H. [2006], *Determinants of child nutrition in Malawi, Zomba*, Working Paper n°2006/01, University of Malawi Chancellor College, Department of economics

CHRISTIANENSEN, L., ALDERMAN, H. [2004], « Child malnutrition in Ethiopia : can maternal knowledge augment the role of income », *Economic Development and Cultural Change*, vol.52, n°2, pp. 287–312.

COHEN, D. [1997], *Richesse du monde, Pauvreté des nations*, Paris, Champs Flammarion.

CLELAND, J.G., VAN GINNEKEN, J.K. [1988], « Maternal education and child survival in developing countries : the search for pathways of influence », *Social Science and Medicine*, vol.27, n°12, pp. 1357–1368.

CZIFRA, V. [2007], *Determinants of childhood mortality in Matlab, Bangladesh – How health intervention programmes can bring success*, MSc. Thesis, UPPSALA University, department of economics, Spring 2007.

DAMOUR, C., MARX, M., PAS, G. [2002], *Evaluation de la coopération française dans le secteur santé au Gabon (1990–2001)*, Direction générale de la coopération et du développement/ Ministère des Affaires Etrangères, Octobre 2002.

DE ONIS, M. [2000], « Measuring nutritional status in relation to mortality », *Bulletin of World Health Organization* (WHO), vol.78, n°10, pp. 1271–1280.

DE ONIS, M., MONTEIRO, C., AKRE, J., CLUGSTON, G. [1993], «The worldwide magnitude of proteinenergy malnutrition: An overview from the WHO global database on child growth», *Bulletin of the World Health Organization*, vol.71, n°6, pp. 03–712.

DIOUF, S., SARR, M., SY, H., ABDALLAHI, O.C., FALL, M. [1990], « Malnutrition et diarrhée chez l'enfant au CHU de Dakar », *Médecine d'Afrique Noire*, vol.37, n°2.

DIRECTION GENERALE DE LA STATISTIQUE ET DES ETUDES ECONOMIQUES. [2001], *Enquête démographique et de santé 2000*, République Gabonaise, juin 2001.

ETONG OVENG, P. [2007] « La lutte contre le paludisme au Gabon : la résistance aux traitements », <http://go.worldbank.org/IBD4OXG090>.

EWBANK, D.C, GRIBBLE, J.N. [1993], *Effects of Health Programs on Child Mortality in Sub-Saharan Africa*, [http://www.nap.edu/openbook.php?record\\_id=2208](http://www.nap.edu/openbook.php?record_id=2208).

FAY, M., LEIPZIGER, D., WODON, Q., YEPES, T. [2005], « Achieving child health related millennium development goals: the role of infrastructure », *World Development*, vol.33, n°8, pp. 1267–1284.

FILMER, D., PRITCHETT, L. [1999], *The Effect of Household Wealth on Educational attainment Around the World : Demographic and Health Survey Evidence*, World Bank, Washington.

– [2001], «Estimating Wealth Effects without Expenditure Data – or Tears: An Application to Educational enrollments in the States of India», *Demography*, vol.38, n°1, pp.115–132.

FONDS DES NATIONS UNIES POUR L'ENFANCE (UNICEF). [1998], *La situation des enfants dans le monde 1998*, UNICEF, NEW YORK.

–. [2006], *La situation des enfants dans le monde 2007 : Femmes et enfants, le double dividende de l'égalité des sexes*, UNICEF, New York.

–. [2007], *Progrès pour les enfants– un monde digne des enfants*, bilan statistique N°6, UNICEF/Division de la communication, New York, décembre 2007.

–. [2008], *La situation des enfants dans le monde 2009: La santé maternelle et néonatale*, UNICEF, New York.

FROST, M.B., FORSTE, R., HASS, D.W. [2005], « Maternal education and child nutritional status in Bolivia: finding the link », *Social Science and Medicine*, n°60, pp. 395–407.

GAKIDOU, E.E, KING, G. [2002], « Measuring total health inequality: adding individual variation to group–level differences », *International Journal for Equity in Health*, vol.1, n°3.

GAKIDOU, E.E., MURRAY, C.J.L., FRENK, J. [2000], « Définir et mesurer les inégalités de santé : approche basée sur la distribution de l'espérance de santé », *Bulletin de l'Organisation mondiale de la santé*, Recueil d'articles n°3, pp. 41–52.

GARENNE, M., GAKUSI, E. [2006a], « Health transition in sub–Saharan Africa: overview of mortality trends in children under 5 years old (1950–2000) », *Bulletin of World Health Organization (WHO)*, vol.84, n°6, pp. 470–478.

–. [2006b], « Reconstruction des tendances de la mortalité des jeunes enfants en Afrique sub–saharienne de 1950 à 1999 à partir des données d'enquêtes démographiques », *The African Statistical Journal*, Vol.3, Novembre 2006.

GARENNE, M., VIMARD, P. [1984], « Un cadre pour l'analyse des facteurs de la mortalité des enfants », in *La mortalité des enfants dans les Pays en développement*, Cahiers ORSTOM, Série Sciences Humaines, vol.XX, n°2, pp. 305–310.

GIRMA, W., GENEBO, T. [2002], *Determinants of nutritional status of woman and children in Ethiopia*, Ethiopian Health and Nutrition Research institute/ ORC Macro

GLEWWE, P. [1999], « Why does mothers schooling raise child health in developing countries: Evidence from Morocco », *Journal of Human Resources*, n°34, pp. 124–159.

GRIRA, H. [2007], *Les déterminants du statut nutritionnel au Matlab: une analyse empirique*, Paris, document de travail, Université Paris 1, Centre d'économie de la sorbonne.

GWATKIN, R.D., RUSTEIN, S., JOHNSON, K., PANDE, R.-P., WAGSTAFF, A. [2000], *Socio-economic differences in Health, Nutrition, and Population in Gabon*, HNP Poverty Thematic Group, Washington, World Bank.

HADDAD, L., HODDINOTT, J., ADELMAN, H. [1994], *Intrahousehold resource allocation: an overview*, Policy Research Working paper, n°1255, Banque Mondiale.

HARRISS, B. [1990], « The intrafamily of hunger in South Asia » in *The political economy of hunger, entitlement and well-being*, Dreze, J., Sen, A., New-York, Oxford University Press.

HILL, K. [2003], « Frameworks for studying the determinants of child survival », *Bulletin of World health Organisation (WHO)*, vol.81, n°2, pp. 138–139.

HILL, K., PEBLEY, A.R. [1989], « Child mortality in the developing world », *Population and Development Review*, vol.15, pp. 657–687.

HOBBCRAFT, J.N. [1993], « Women's education, child welfare and child survival : a review of the evidence », *Health Transition Review*, vol.3, n°1, pp.159–175.

HOBBCRAFT, J.N., McDONALD, J.W., RUTSTEIN, S.O. [1984], « Socio-economic factors in infant and child mortality: a cross-national comparison ». *Population Studies*, vol.38, pp. 193–223.

HOSSEINPOOR, A.R, VAN DOORSLAER, E., SPEYBROECK, N., NAGHAVI, M., *et al.* [2006], « Decomposing socioeconomic inequality in infant mortality in Iran », *International Journal of epidemiology*, n°53, pp. 1211–1219.

HOUWELLING, T.A. J., KUNST, A.E., HUISMAN, M., MACKENBACH, J.P. [2007], « Using relative and absolute measures for monitoring health inequalities: experiences from cross-national analyses on maternal and child health », *International Journal for Equity in Health*, vol.6, n°15.

HUBERT, C., HUBER, M.C., LAUTIER, F. [1987], « Etude rétrospective des motifs d'admission et des principales causes de mortalité au service de pédiatrie de l'hôpital de Port Gentil : juin 1985–mai 1986 », *Bulletin de société de pathologie Exotique*, n°80. pp.674–681.

JOSHI, A.R. [1994], « Maternal schooling and child health: preliminary analysis of intervening mechanisms in rural Nepal », *Health Transition Review*, vol.4, n°1, pp. 1–26.

KAKWANI, N., WAGSTAFF, A., VAN DOORSLAER, E. [1997], « Socio-economic inequalities in health: measurement, computation, and statistical inference », *Journal of Econometrics*, vol.77, n°1, pp. 87–104.

KATAHOIRE, A., FLEMMING, S., SABROE,S., WHYTE,S.R. [2004], « The importance of maternal schooling for child morbidity and mortality and maternal health behavior in southeastern Uganda », *Journal of Health & Population in Developing Countries/ Department of Health Policy and Administration, School of Public Health University of North Carolina at Chapel Hill, Mars 2004.*

KOKO, J., DUFILLOT, D., ZIMA-EBEYARD, A.M., DUONG, T.H., GAHOUMA, D., KOMBILA, M. [1999], « Aspects cliniques et approche épidémiologique du paludisme de l'enfant à Libreville, Gabon », *Médecine d'Afrique Noire*, vol.46, n°1, pp.10–14.

KONE, K. S. [2002], *Pauvreté, genre et stratégies de survie des ménages en Côte d'Ivoire*, Bordeaux, document de travail n°73, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement (CED)–IFReDE–GRES.



KOUCHNER, B., DANON, E., MALKIN, J-E. [2004], *Le système de Santé au Gabon. Un besoin de Solidarité Nationale. Rapport de Mission : 1/ Le Constat.*

KOVSTED, J., PORTNER, C.C., TARP, F. [2003], « Child health and mortality: does health knowledge matter? », *Journal of African Economies*, n°11, pp.542–560.

KUNST, A.E., MACKENBACH, J-P. [1994], « The size of mortality differences associated with educational level in nine industrialized countries », *American Journal of public Health*, n°84, pp. 932–937.

LACHAUD, J.-P. [1998a], « Gains féminins, allocation des biens et statut nutritionnel des enfants au Burkina Faso », *Revue d'économie du développement*, n°2, pp. 3–53.

-. [1998b], *Inégalité intra-ménage et genre au Burkina Faso : un test économétrique*, Bordeaux, document de travail n°27, Université Montesquieu–Bordeaux IV, Centre d'économie du développement (CED)–IFReDE–GRES.

-. [2001a], *Modélisation des déterminants de la mortalité des enfants et pauvreté aux Comores*, Bordeaux, document de travail n° 53, Université Montesquieu–Bordeaux IV, Centre d'économie du développement (CED)–IFReDE–GRES.

-. [2001b], *Bien-être des ménages et pauvreté au Burkina Faso. Dépenses versus actifs : choix pragmatique ou conceptuel ?*, Bordeaux, document de travail n° 56, Université Montesquieu– Bordeaux IV, Centre d'économie du développement (CED)–IFReDE–GRES.

-. [2001c], *Dynamique de pauvreté et inégalité de la mortalité des enfants au Burkina Faso*, Bordeaux, document de travail n°66, Université Montesquieu–Bordeaux IV, Centre d'économie du développement (CED)–IFReDE–GRES.

-. [2003], *La dynamique de l'inégalité de la malnutrition des enfants en Afrique. Une analyse comparative fondée sur une décomposition de régression*, Bordeaux, document de travail n°86, Université Montesquieu–Bordeaux IV, Centre d'économie du développement (CED)–IFReDE–GRES.

–. [2005], *Prévalence du VIH et pauvreté en Afrique : Evidence micro et macro-économétrique appliquée au Burkina Faso*, Bordeaux, document de travail n°112, Université Montesquieu–Bordeaux IV, Centre d'économie du développement (CED)–IFReDE–GRES.

–. 2009. *La féminisation de l'urbanisation de la pauvreté à Madagascar*, Pessac, Document de travail 147, Lare–Efi–Ged, Université Montesquieu–Bordeaux IV.

LE GRAND, J. [1987], « Inequalities in Health. Some international comparisons », *European Economic Review*, vol.31, pp. 182–191.

LEIPZIGER, D., FAY, M., WODON, YEPES, Q. [2003], « Achieving the millennium development Goals – the role of infrastructure », *World Bank Policy Research Working Paper*, n°3163, November 2003, World Bank, Washington.

LULE, E., RAMASA, .N.V., OOMAN, N., EPP, J., HUNTINGTON, D., ROSEN, J. [2005], *Achieving the Millennium development Goal of Improving Maternal Health: Determinants, Interventions and Challenge*», Health Nutrition and population, The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank, Washington, DC 20433, Mars 2005.

MACKENBACH, J.P. [2006], *Health inequalities : Europe in profile*, [www.dh.gov.uk/publications](http://www.dh.gov.uk/publications).

MACKENBACH, J.P., KUNST, A.E. [1997], « Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe », *Social Science and Medicine*, vol.44, n°6, pp. 757–771.

MARINI, A., GRAGNOLATI, M. [2003], *Malnutrition and Poverty in Guatemala*, World Bank Policy Research Working paper n°2967, World Bank.

MASUY–STROOBANT, G. [2001], *The determinants of infant mortality : how far are conceptual frameworks really modelled ?*, Document de travail n°13, Université Catholique de Louvain, Département des Sciences de la Population et du Développement, Louvain-la-Neuve.

–. [2002], « Théories et schémas explicatifs de la mortalité des enfants », in *Démographie : analyse et synthèse, III. Les déterminants de la mortalité*, chapitre 56, CASELLI, G., VALLIN, J., WUNSCH, G. (dir.), Paris, INED.

McELROY, M.B. [1990], « The empirical content of Nashbargained household behavior », *Journal of Human Resources*, vol.25.

MEACH, F., CLEMENTE, M., MAILLARD, J., LENOIR, V. [2005], *Immersion en communauté 2005 – Politique de santé à Libreville, Gabon*, Rapport de stage.

MEDEIROS, M., COSTA, J. [2008]. « Is There a Feminization of Poverty in Latin America? », *World Development*, vol.1, n°36, pp. 115–127.

MEIGNEL, S. [1997], *Ménages, crises et bien-être dans les pays en développement : quelques enseignements de la littérature récente*, Bordeaux, document de travail n°19, Université Montesquieu–Bordeaux IV, Centre d'économie du développement (CED)–IFReDE–GRES.

MEKONNEN, A., JONES, N., TEFERA, B. [2005], *Tackling child malnutrition in Ethiopia: Do the sustainable development poverty reduction programme's underlying policy assumptions reflect local realities?* Young Lives Save the Children, Working paper n°19, LONDON, UK.

MILLARD, A.V. [1994], « A causal model of high rates of child mortality », *Social Science and Medicine*, vol.38, n°2, pp.253–268.

MINISTERE DE LA PLANIFICATION ET DE LA PROGRAMMATION DU DEVELOPPEMENT. [2005], *Enquête gabonaise pour l'évaluation et le suivi de la pauvreté*, octobre 2005.

MORRISSON, C., LINSKENS, C. [2000], *Les facteurs explicatifs de la malnutrition en Afrique subsaharienne*, Paris, documents techniques n° 167, Centre d'économie du développement, Organisation de Coopération et de Développement Economique (OCDE).

MOSLEY, W.H., CHEN, L.C. [1984], « An analytical framework for the study of child survival in developing countries », *Population and Development Review*, vol.10 (supplement), pp. 22–45.

MOUBELE, A. [2004], « Le système de santé gabonais », *Marché Tropicaux et Méditerranéen*, n°3081, pp. 2607–2609.

–. [2006], *Population, santé et développement en milieu tropical : une analyse géographique du système de soins dans une perspective d'aménagement territorial du Gabon*, Thèse de Doctorat en géographie, Université de Paris–Nanterre, 2005.

MURRAY, C.L.J, GAKIDOU, E.E., FRENK, J. [2000], « Health inequalities and social group differences: what should we measure? », *Bulletin of the World Health Organization*, 1999, n°77, pp. 537–543.

NATIONS UNIES. [1985], « Socioeconomic differentials in child mortality in developing countries », Department of International Economic and Social Affairs, New York.

–. [2010], *Objectifs du Millénaire pour le développement, Rapport 2010*, New York.

NLOME–NZE, A.R., PICAUD, A., MBADINGA, A., OGOWET, N., ENGONGHA–BEKA, T. [1991], « Les avortements clandestins à Libreville – véritable problème de santé publique », *Médecine d'Afrique Noire*, vol. 38, n°3, pp. 223–227.

NOUMBISSI, A. [1996], *Méthodologies d'analyse de la mortalité des enfants. Application au Cameroun*, Paris, L'Harmattan/Académie, Université Catholique de Louvain, Département des Sciences de la Population et du Développement, Institut de Démographie, Louvain-la-Neuve.

O'DONNELL, O., DOORSLAER, E.V., WAGSTAFF, A., LINDELOW, M. [2008], *Analysing health equity using household survey data – A guide to technical and their implementation*, World Bank, Washington.

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES (OCDE) [2002], *Perspectives économiques en Afrique*, OCDE Development Center.

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES (OCDE), ORGANISATION MONDIALE DE LA SANTÉ. [2003], *Pauvreté et santé – les lignes directrices et ouvrages de référence du CAD*, OCDE, France.

ORGANISATION MONDIALE DE LA SANTE (OMS). [1978], « Déclaration Alma-Ata », OMS, Genève.

–. OMS [1993]. *Mesure des modifications de l'état nutritionnel*, OMS, Genève.

– [2000], *Rapport sur la santé dans le monde 2000 – Pour un système de santé plus performant*, OMS, Genève.

–. [2004], *Stratégie de coopération de l'OMS avec les pays – Gabon 2004–2007*, OMS, Bureau régional de l'Afrique/République Gabonaise, <http://www.afro.who.int/en/gabon/gabon-publication.html>.

–. [2005a], *La santé et les objectifs du millénaire pour le développement*, OMS, Genève.

–. [2005b], *Rapport sur la santé dans le monde : Donnons sa chance à chaque mère et à chaque enfant*, OMS, Genève.

–. [2006a], *Rapport sur la santé dans le monde : Travailler ensemble pour la santé*, OMS, Genève.

–. [2006b], Country Health System Fact Sheet. Gabon.

–. [2009], *Stratégie de coopération de l'OMS avec les pays – Gabon 2008–2013*, OMS, Bureau régional de l'Afrique/République Gabonaise, <http://www.afro.who.int/en/gabon/gabon-publication.html>.

–. [2010], *Statistiques Sanitaires mondiales*, OMS, Genève.

OXAAL, Z., COOK, S. [1998], « Health and poverty: a gender analysis », BRIDGE report N°46, *BRIDGE, IDS*, Brighton.

PAKNAWIN–MOCK, J., JARVIS, L., JAHARI, A., HUSAINI, M., POLLITT, E. [2000], *Community-level determinants of child growth*, California, Working paper n°00–027, University of California Davis, Department of Agricultural and Resource Economics.

PATHAK, P.K. [2009], *Socioeconomic inequality in malnutrition in India 1992–2005*, Paper presented at Population Association of America (PAA), Detroit, Michigan, USA, International Institute for Population Science, USA.

PINEAULT, R., DAVELUY, C. [1995], *La planification de la santé : concepts, méthodes et stratégies*, éd. revue et corrigée, Montréal, Québec, Nouvelles.

PITT, M.P., ROSENZWEIG, M.R. [1986], « Agricultural prices, food consumption, and the health and productivity of Indonesia farmers », in *Agricultural household models. Extensions, applications and policy*, pp. 153–182, SINGH, I., SQUIRE, L., STRAUSS, J. (dir.), World Bank, Washington.

POLLAK, R.A. [2003], « Gary Becker's contribution to family and household economics », *Review of Economics of Household*, vol.1, n°1–2, pp. 111–141.

PRADHAN, M., SAHN, D.E., YOUNGER, S.D. [2003], « Decomposing world health inequality », *Journal of Health Economics*, vol.22, n°2, pp. 271–293.

PRESSAT, R. [1979], *Dictionnaire de démographie*, Paris, Puf.

–. [1985], *Manuel d'analyse de la mortalité*, Paris : Institut National, d'Etudes Démographiques (INED).

PROGRAMME DES NATIONS UNIES POUR LE DEVELOPPEMENT (PNUD) [1998], *Rapport National sur le Développement au Gabon 1998, Synthèse du Rapport*, PNUD/GABON.

–. [2005], *Rapport National sur le Développement Humain au Gabon 2005*, PNUD/GABON.

–. [2006a], *Profil Pays du Gabon*, Département des Politiques et Stratégies, janvier, PNUD/Gabon.

–. [2006b], *Objectifs du Millénaire pour le Développement, deuxième Rapport National*, Libreville, PNUD/GABON.

–. [2010a], *Rapport sur le développement humain 2010 : La vraie richesse des nations : les chemins du développement humain*, PNUD, New York.

–. [2010b], *Objectifs du Millénaire pour le Développement, troisième Rapport National*, Libreville, PNUD/GABON.

PROGRAMME DES NATIONS UNIES POUR LE DEVELOPPEMENT (PNUD), FONDS DES NATIONS UNIES POUR LA POPULATION (UNFPA). [2007], *Projet d'appui à l'élaboration de la politique d'égalité et d'équité des genres au Gabon*, Libreville.

QUISUMBING, A.R., HADDAD, L., PEÑA, C. [1995], *Gender and Poverty: New evidence from 10 developing countries*. Food Consumption and Nutrition Division, Discussion Paper, n°9.

RIDDE, V. [2004], « L'initiative de Bamako 15 ans après, un agenda inachevé », *Health Nutrition and Population (HNP) Discussion Paper*, World Bank, Washington.

RUTSTEIN, S.O. [2000], « Factors associated with trends in infant and child mortality in developing countries during the 1990s », *Bulletin of the World Health Organisation*, vol.78, pp. 1256–1270.

SAHN, D.E. [1990], *Malnutrition in Côte d'Ivoire*, Sda Working paper n°4, World Bank, Washington.

SAHN, D.E, STIFEL, D.C, [2002], « Parental preferences for nutrition of boys and girls: Evidence from Africa », *Journal of Development Studies*, vol.39, n°1, pp. 21–45.

SCHULTZ, T.P. [1984], « Studying the Impact of Household Economic and Community variables on Child Mortality », *Population and Development Review*, Supplement, pp. 215–235.

SEN, A.K., 2000, *Un nouveau modèle économique*. Développement, Justice, Liberté, Editions Odile–Jacob, 356 p.

–. [1998], « Mortality as an indicator of success or failure », *Economic Journal*, vol.108, n°447, pp. 1–25.

SERY, J–P. [2006], « La couverture du risque maladie en Afrique francophone : Etude comparée des projets de couverture universelle des soins en Côte d’Ivoire et au Gabon », dans l’ouvrage publiée sous les directions de Dussault, G., Fournier, P., Letourmy, A : *L’Assurance maladie en Afrique francophone – Améliorer l’accès aux soins et lutter contre la pauvreté*, Banque Mondiale, Washington.

SETBOONSARNG, S. [2005], *Child malnutrition as a poverty indicator : An evaluation in context of different development interventions in Indonesia*, Discussion paper n°21, ADB Institute.

SILVA, P. [2005], « Environmental factors and children’s malnutrition in Ethiopia », *World Bank Policy Researching Paper*, n°3489, World Bank, Washington

SINGH, I., SQUIRE, L., STRAUSS, J. [1986], « The basic model : theory, empirical results, and policy conclusions », in *Agricultural household models. Extensions, applications and policy*, pp. 17–47, SINGH, I., SQUIRE, L., STRAUSS, J. (dir.), World Bank, Washington.

SKOUFIAS, E. [1998], « Determinants of child health during the economic transition in Romania », *World Development*, n°26, pp. 2045–2056.

SMITH, L.C., HADDAD, L. [2000], *Overcoming child malnutrition in developing countries: Past achievements and future choice*, International Food Policy Research Institute (IFPRI), Discussion Paper N°30, WASHINGTON D.C.



SMITH, L.C., RUEL, M.T., NDIAYE, A. [2004], *Why is child malnutrition lower in urban than in rural areas? Evidence from 36 developing countries*, International Food Policy Research Institute (IFPRI), Discussion Paper n°173, WASHINGTON D.C.

SSEWANYANA, S., YOUNGER, S.D. [2005], « Infant Mortality in Uganda: Determinants, trends, and the Millennium development goals ».

STRAUSS, J. [1990], « Households, Communities and Preschool Child Nutrition Outcomes: Evidence from Rural Côte d'Ivoire », *Economic Development and Cultural Change*, vol.38, n°2, pp. 231–61.

STRAUSS, J., THOMAS, D. [1995], « Human resources: empirical modelling of household and family decisions », *Handbook of Development*, Vol. 3, in Behrman, J, Srinivasan, T.N., *Handbook of development economics*, Amsterdam, Elviseier.

SYSTEME DES NATIONS UNIES (SNU). [2001], *Gabon: bilan commun de Pays*, Système des Nations Unies/République Gabonaise, Libreville, décembre 2001.

–. [2003]. *Objectifs du millénaire pour le développement – Premier Rapport national*, Libreville, décembre 2003, Système des Nations Unies/ Ministère de la Planification et de la Programmation du Développement.

TAYLOR, J.E., ADELMAN, I. [2003], « Agricultural household models: genesis, evolution and extensions », *Review of Economic of the Household*, vol.1, n°1. pp: 35–58.

THOMAS, D.J., STRAUSS, J., HENRIQUES, M.H. [1991], « how does mother's education affect child height », *Journal of human Resources*, Vol. 26, N°2, pp. 183–211.

VAN DE POEL, E., HOSSEINPOO, A.R., JEHU-APPIAH, C., VEGA, J., SPEYBROECK, N. [2007], « Malnutrition and the disproportional burden on the poor: case of Ghana », *International Journal for Equity in Health*, vol.6, n°21.

VAN DOORSLAER, E., WAGSTAFF, A., BLEICHRODT, H., et al. [1997]. « Incomerelated inequalities in health : some international comparisons », *Journal of Health Economics*, vol.6, pp. 93–112.

VAN OURTI, T. [2003], « Socio-economic inequality in ill-health amongst the elderly. Should one use current or permanent income », *Journal of Health Economics*, vol.22, pp. 219–241.

VAN DE POEL, E., REZA HOSSEINPOOR, A., SPEYBROECK, N., VAN OURTI, T. [2008], « Socioeconomic inequality in malnutrition in developing countries », *Bulletin of World Health Organisation*, vol.86, n°4, pp.282–291.

WAGSTAFF, A. [2000], « Inégalités socio-économiques et mortalité de l'enfant : comparaison dans neuf pays en développement », *Bulletin de l'Organisation mondiale de la Santé*, Recueil d'articles, n°3.

-. [2002], « Pauvreté et inégalités dans le secteur de la santé », *Bulletin de l'Organisation mondiale de la santé*, Recueil d'articles, n°7.

WAGSTAFF, A., DOORSLAER, E. V. [2004], « Overall versus socioeconomic health inequality: a measurement framework and two empirical illustrations », *Health Economics*, vol.3, n°13, pp. 297–301.

WAGSTAFF, A., PACI, P., VAN DOORSLAER, E. [1991], « On the measurement of inequalities in health », *Social Science and Medicine*, vol.33, n°5, pp. 545–557.

WAGSTAFF, A., VAN DOORSLAER, E., WATANABE, N. [2003], « On decomposition the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam », *Journal of Econometrics*, vol.112, pp. 207–233.

WAGSTAFF, A., WATANABE, N. [2000], « Socioeconomic inequalities in child malnutrition in developing world », *World Bank Policy Researching Paper*, n°2434, World Bank, Washington

WOLFSON, M., ROWE, G. [2001], « On measuring inequalities in health », *Bulletin of World Health Organization*, vol.79, n°6, pp. 553–560.

ZIGLIO, E., BARBOSA, R., CHARPAK, Y., TURNER, S. [2003], « Les systèmes de santé s'attaquent à la pauvreté », Bureau régional de l'Europe de l'Organisation mondiale de la santé, Danemark.

ZOMO YEBE, G. [1993], *Comprendre la crise de l'économie gabonaise*, Paris, l'Harmattan.

# ANNEXES

## Chapitre 1

**Tableau A1.1 : La santé dans les objectifs du millénaire pour le développement**  
**Objectifs, cibles et indicateurs directement liés à la santé**

Cibles	Indicateurs
<b>OBJECTIF 1 : REDUCTION DE L'EXTREME PAUVRETE ET DE LA FAIM</b>	
<b>Cible 1 :</b> Réduire de moitié, entre 1990 et 2015, la proportion de la population dont le revenu est inférieur à un dollar par jour	
<b>Cible 2 :</b> Réduire de moitié, entre 1990 et 2015, la proportion de la population qui souffre de la faim	4. Pourcentage d'enfants (de moins de 5 ans) présentant une insuffisance pondérale 5. Proportion de la population n'atteignant pas le niveau minimal d'apport calorique
<b>OBJECTIF 2 : ASSURER L'EDUCATION PRIMAIRE POUR TOUS</b>	
<b>Cible 3 :</b> D'ici à 2015, donner à tous les enfants, garçons et filles, partout dans le monde, les moyens d'achever un cycle complet d'études primaires	
<b>OBJECTIF 3 : PROMOUVOIR L'EGALITE DES SEXES ET L'AUTONOMISATION DES FEMMES</b>	
<b>Cible 4 :</b> Eliminer les disparités entre les sexes dans les enseignements primaire et secondaire d'ici à 2005 si possible, et à tous les niveaux de l'enseignement en 2015 au plus tard	
<b>OBJECTIF 4 : REDUIRE LA MORTALITE DES ENFANTS DE MOINS DE 5 ANS</b>	
<b>Cible 5 :</b> Réduire de deux tiers, entre 1990 et 2015, le taux de mortalité des enfants de moins de 5 ans	13. Taux de mortalité des enfants de moins de 5 ans 14. Taux de mortalité infantile 15. Proportion d'enfants de 1 an vaccinés contre la rougeole
<b>OBJECTIF 5 : AMELIORER LA SANTE MATERNELLE</b>	
<b>Cible 6 :</b> Réduire de trois quarts, entre 1990 et 2015, le taux de mortalité maternelle	16. Taux de mortalité maternelle 17. Proportion d'accouchements assistés par du personnel de santé qualifié
<b>OBJECTIF 6 : COMBATTRE LE VIH/SIDA, LE PALUDISME ET D'AUTRES MALADIES</b>	
<b>Cible 7 :</b> D'ici à 2015, avoir stoppé la propagation du VIH/SIDA et commencé à inverser la tendance actuelle	18. Taux de prévalence du VIH parmi les femmes enceintes âgées de 15 à 24 ans 19. Taux d'utilisation de la contraception 20. Taux de scolarisation des orphelins par rapport au taux de scolarisation des autres enfants non orphelins âgés de 10 à 14 ans
<b>Cible 8 :</b> D'ici à 2015, avoir maîtrisé le paludisme et d'autres grandes maladies, et avoir commencé à inverser la tendance actuelle	21. Taux de prévalence du paludisme et taux de mortalité lié à cette maladie 22. Proportion de la population vivant dans les zones à risque qui utilise des moyens de protection et des traitements efficaces contre le paludisme 23. Taux de prévalence de la tuberculose et taux de mortalité lié à cette maladie 24. Proportion de cas de tuberculose détectés et soignés dans le cadre DOTS (traitement de brève durée sous surveillance directe)
<b>OBJECTIF 7 : ASSURER UN ENVIRONNEMENT DURABLE</b>	
<b>Cible 9 :</b> Intégrer les principes du développement durable dans les politiques nationales et inverser la tendance actuelle à la déperdition des ressources environnementales	29. Proportion de la population utilisant des combustibles solides
<b>Cible 10 :</b> Réduire de moitié, d'ici à 2015, le pourcentage de la population qui n'a pas accès de façon durable à un approvisionnement en eau de boisson salubre et à des services d'assainissement de base	30. Proportion de la population urbaine et rurale ayant accès à une source d'eau meilleure
<b>Cible 11 :</b> Réussir, d'ici à 2020, à améliorer sensiblement la vie d'au moins 100 millions d'habitants de taudis	31. Proportion de la population ayant accès à un meilleur système d'assainissement (zones urbaines et rurales)
<b>OBJECTIF 8 : METTRE EN PLACE UN PARTENARIAT MONDIAL POUR LE DEVELOPPEMENT</b>	
<b>Cible 12 :</b> Poursuivre la mise en place d'un système commercial et financier multilatéral ouvert, fondé sur des règles, prévisible et non discriminatoire	
<b>Cible 13 :</b> S'attaquer aux besoins particuliers des pays les moins avancés	
<b>Cible 14 :</b> Répondre aux besoins particuliers des pays sans littoral et des petits Etats insulaires en développement	
<b>Cible 15 :</b> Traiter globalement le problème de la dette des pays en développement par des mesures d'ordre national et international propres à rendre leur endettement viable à long terme	
<b>Cible 16 :</b> En coopération avec les pays en développement, formuler et appliquer des stratégies qui permettent aux jeunes de trouver un travail décent et utile	
<b>Cible 17 :</b> En coopération avec l'industrie pharmaceutique, rendre les médicaments essentiels disponibles et abordables dans les pays en développement	46. Proportion de la population ayant durablement accès à des médicaments de base d'un coût abordable
<b>Cible 18 :</b> En coopération avec le secteur privé, faire en sorte que les avantages des nouvelles technologies, en particulier des technologies de l'information et de la communication, soient accordés à tous	

Source : *La santé et les objectifs du millénaire pour le développement* [2005].

**Tableau A2.1 : Les 10 principales causes de morbidité (tous âges confondus)– Gabon 1996**

Pathologies	Pourcentage
Paludisme	16,28%
Fièvre (sans autres indications)	6,12%
Diarrhées aiguës gastro-entérite	5,68%
Infections respiratoires aiguës (IRA)	5,52%
Contusions, Plaies (sans fractures)	4,98%
Autres Helminthiases intestinales	4,79%
Autres maladies de la peau	3,52%
Rhinites, Rhino-pharyngites Angines	3,25%
Grippe	3,23%
Diarrhée chronique	2,90%

Source : Service des Statistiques Sanitaires du MSPP

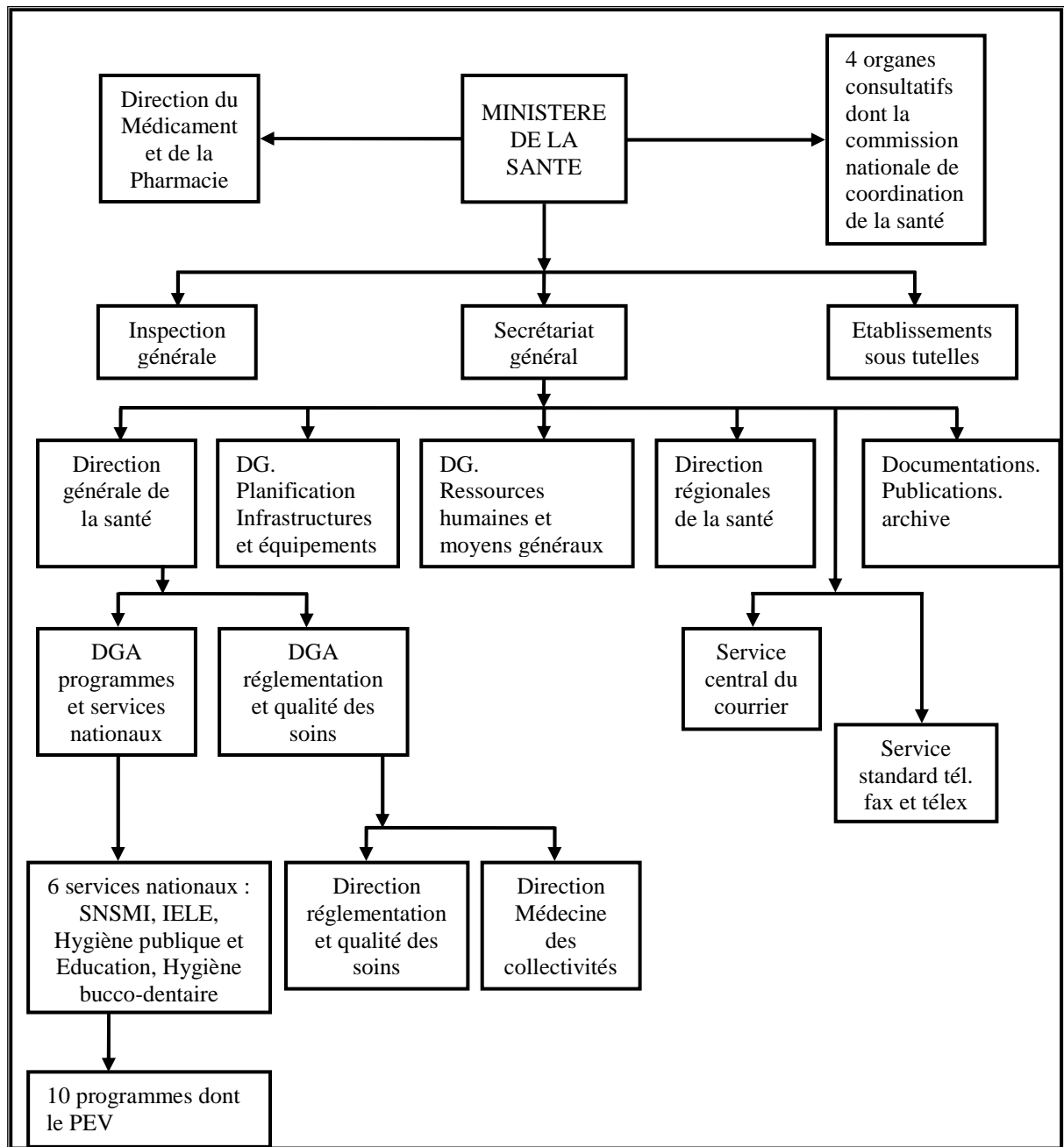
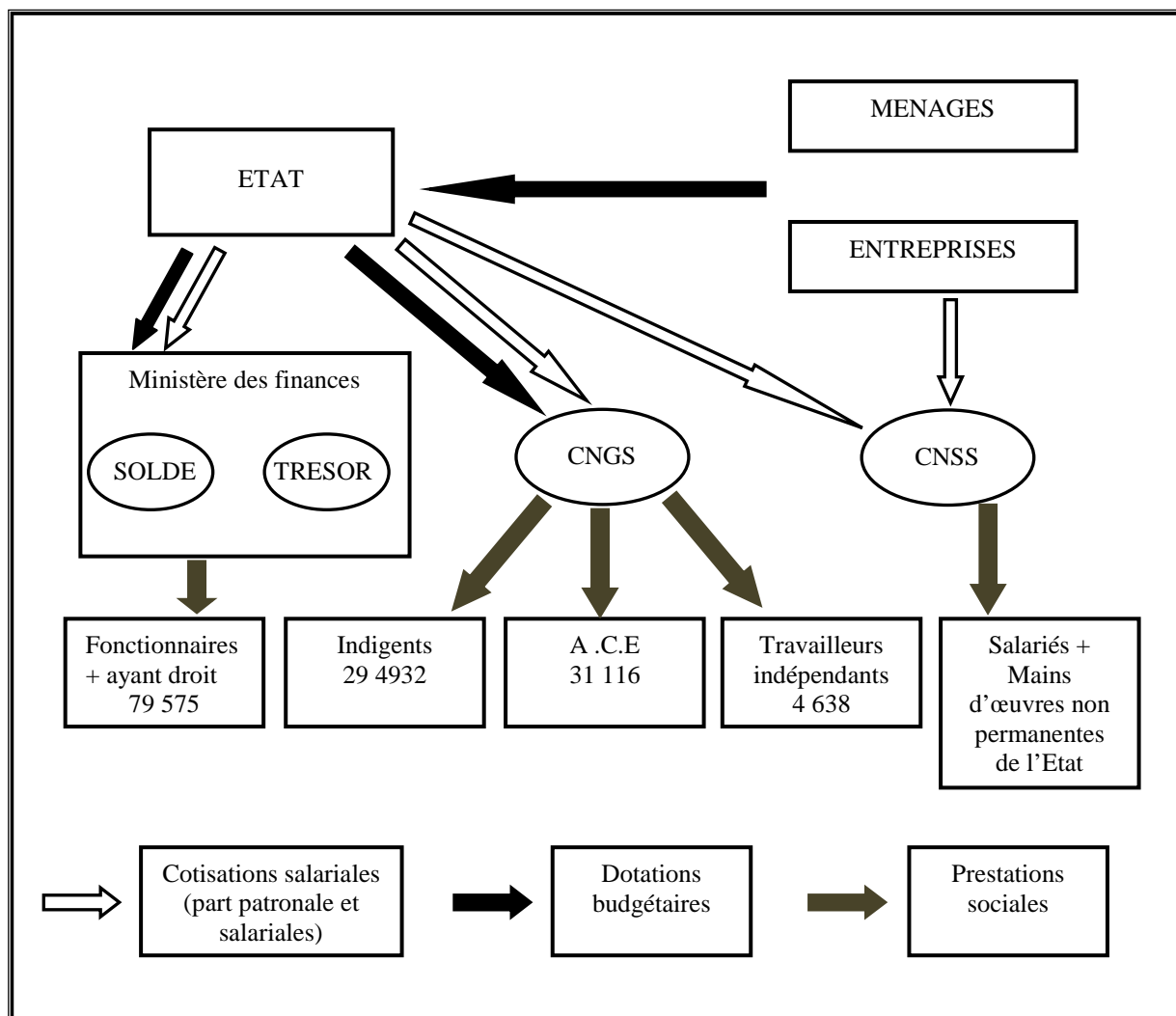


Figure A1.1 : Organigramme du MSPP



**Figure A2.1 : Dispositions Légales du financement de la protection sociale**

Source : Damour et al. [2002].



**Tableau A3.1 : Nouveau système de couverture maladie au Gabon**

**Objectifs général<sup>1</sup>**

- Garantir les meilleures conditions d'accès de l'ensemble de la population gabonaise aux soins de qualité, dans le respect du principe d'égalité de tous devant les charges publiques ;
- Réaliser une meilleure solidarité nationale, notamment en faveur des plus démunis.

**Objectifs spécifiques**

- Favoriser l'accessibilité financière de l'offre des soins ;
- Stimuler le développement du secteur privé ;
- Favoriser l'équité dans l'accès aux soins.

**Orientations stratégiques**

- Une assurance maladie obligatoire, contributive pour tous les actifs et non contributive pour les personnes économiquement faibles ;
- Une assurance maladie qui ambitionne de couvrir l'entièreté de la population sans discrimination de nationalité ;
- Un ticket modérateur obligatoire et modulable;
- Un panier de soins essentiels pouvant être étoffé au fur et à mesure de l'évolution du profil épidémiologique ;
- Une harmonisation de la nomenclature et de la tarification des actes dans le service public de santé ;
- Une gestion centralisée et autonome (public, parapublic et militaire) des médicaments ;
- Un système ouvert (le recours à une assurance complémentaire indépendante est libre ;
- Un financement assuré selon le mécanisme du tiers payant, au nom de la responsabilité (tout bénéficiaire de prestation est un contribuable du système) et de la solidarité (l'ensemble de la collectivité nationale contribue pour les plus démunis) ;
- Un contrôle et une analyse permanents des coûts, de la qualité, de la quantité et de l'effectivité des prestations servies.

**Les prestations assurées** (le système prévoit un panier de soins restreint au départ qui sera étoffé au fur et à mesure de la montée en puissance du régime. Un ticket modérateur (15%) sera exigé sauf pour certaines prestations comme la maternité. Le panier des prestations inclut :

- Les consultations médicales ;
- Les analyses biologiques ;
- Les médicaments ;
- L'hospitalisation.

**Les bénéficiaires**

- 100% de la population gabonaise et des étrangers en situation régulière.

**Financement**

- Travailleurs du secteur privé et parapublic: cotisation patronale -6%- et salariale -4%- ;
- Agents publics de l'Etat : cotisation patronale-6%- et cotisation salariale -4%-.
- Travailleurs indépendants : cotisation forfaitaire proportionnelle au chiffre d'affaire ;
- Etudiants : 2% de la bourse<sup>1</sup> ;
- Personnes économiquement faibles : prestations financées par le budget général de l'Etat
- Taxe de solidarité nationale prélevée sur certains produits et activités présentant un risque avéré pour la santé (tabac, alcools, certains produits chimiques, armes et munitions, communications téléphoniques, etc.

**Cadre institutionnel** - la couverture universelle, dénommée Couverture Médicale Généralisée (CMG) va être gérée par trois organismes de protection sociale : la Caisse Nationale de Sécurité Sociale (CNSS) ; la Caisse Nationale de Garantie sociale (CNSGS) et la Couverture Médicale des Agents Publics (CMAP)-.

- Affiliés CNSS : travailleurs salariés de droit privé des secteurs parapublic et privé et des collectivités locales, la main d'œuvre non permanente de l'Etat et des collectivités locales ;
- Affiliés CNGS : étudiants et personnes économiquement faibles ;
- Affiliés CMAP : les agents publics de l'Etat et des collectivités locales.

Source : Sery [2006] ; (1) Source : Damour, Marx et de Pas [2002].

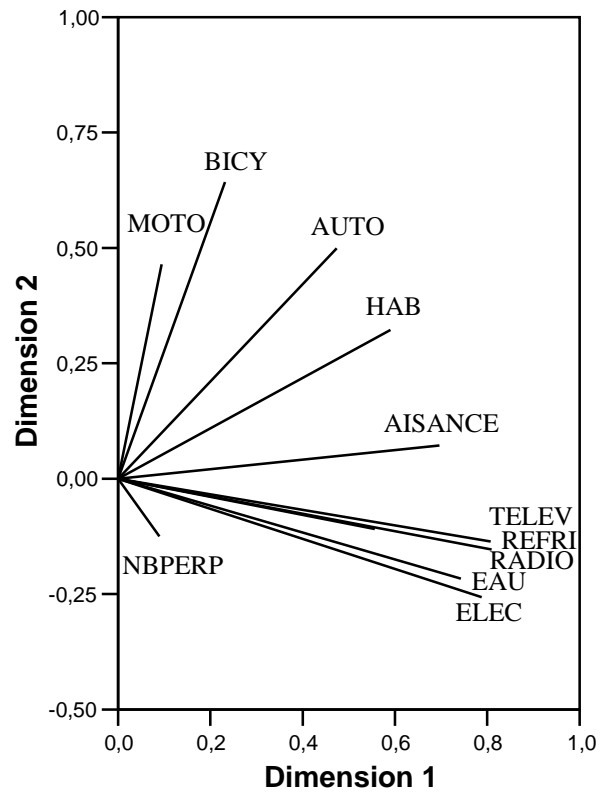
## Chapitre 2

**Tableau A1.2: Composantes principales**

Variables	Dimension	
	1	2
Aisance	0,697	0,072
Eau	0,743	-0,217
Habitat	0,590	0,322
Nombre de personnes par pièce <3	0,089	-0,125
Electricité	0,788	-0,257
Radio	0,556	-0,109
Télévision	0,808	-0,136
Réfrigérateur	0,809	-0,153
Bicyclette	0,231	0,643
Motocyclette	0,095	0,465
Voiture	0,474	0,500

Normalisation principale de variables  
*Source: a parti des bases de données de l'EDS du Gabon de 2000 – pondération normalisée.*

## Coordonnées factorielles



Normalisation principale des variables

**Figure A1.2 : Niveau de vie des ménages en termes d'actifs : analyse en composante principale –Gabon 2000**

**Tableau A2.2 : Statistiques descriptives relatives aux estimations de la mortalité des enfants pour l'ensemble des ménages, les ménages gérés par les femmes et les ménages gérés par les hommes –Gabon 2000**

Paramètres Variables	Echantillon total N=3345		Ménages gérés par les femmes N=670		Ménages gérés par les hommes N=2675	
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
<b>Quotient de mortalité infanto-juvénile&lt;5 ans</b>	0,088	0,183	0,092	0,184	0,087	0,182
<b>Quotient de mortalité infantile &lt;1 an</b>	0,065	0,160	0,751	0,173	0,063	0,156
<b>Alphabétisation des femmes (%)</b>	0,834	0,371	0,877	0,327	0,823	0,381
<b>Education des femmes (années)</b>						
Primaire	4,99	1,748	5,21	1,589	4,93	1,781
Secondaire et plus	1,86	2,604	2,15	2,755	1,79	2,562
<b>Age des femmes (%)</b>						
17-24 ans	0,11	0,313	0,48	0,213	0,13	0,331
25-29 ans	0,23	0,417	0,14	0,349	0,25	0,430
30-34 ans	0,23	0,422	0,23	0,420	0,23	0,423
35-39 ans	0,19	0,393	0,20	0,403	0,19	0,391
40-44 ans	0,15	0,353	0,24	0,428	0,12	0,327
45-49 ans	0,09	0,291	0,13	0,342	0,08	0,276
<b>Pres. mari/conjoint (%)</b>	0,59	0,492	0,16	0,368	0,69	0,461
<b>Femme chef ménage (%)</b>	0,20	0,400	1,00	0,000	1,00	0,000
<b>Education. Mari/conj (années)</b>						
Primaire	4,86	2,195	4,74	2,377	4,89	2,157
Secondaire et plus	3,03	3,651	3,43	4,106	2,91	3,521
<b>Age mari/conj (ans)</b>	41,6	9,896	42,38	9,990	41,01	9,931
<b>Niveau de vie du ménage (%)</b>						
Riches	0,40	0,489	0,55	0,498	0,42	0,494
Intermédiaires	0,40	0,489	0,30	0,460	0,39	0,487
Pauvres	0,20	0,399	0,15	0,354	0,19	0,391
<b>Milieu de Résidence</b>						
Libreville/Port-Gentil	0,55	0,497	0,65	0,477	0,53	0,499
Autres villes	0,22	0,412	0,22	0,411	0,22	0,411
Rural	0,23	0,419	0,13	0,340	0,25	0,433
<b>Var. communautaires</b>						
1-Enfants						
Fièvre	38,6	17,253	39,21	19,302	38,47	16,702
Toux	46,17	18,500	47,74	19,621	45,78	18,19
Diarrhée	24,36	13,304	24,53	13,685	24,31	13,209
Vaccin	24,93	16,453	25,75	16,088	24,73	16,54
2-Femmes						
Indice de Quételet	24,48	2,302	24,74	2,438	24,41	2,263
% accouchement médicalement assisté	86,46	18,771	89,97	15,930	85,58	19,32

**Tableau A3.2 : Caractéristiques de la mortalité infanto–juvénile –Gabon 2000**

Paramètres Variables	Ensemble		Femmes chefs de ménages		Hommes chefs de ménages	
	Taux de mortalité <5 ans		Taux de mortalité <5 ans		Taux de mortalité <5 ans	
	Moyenne	N pond	Moyenne	N pond	Moyenne	N pond
<b>Education maternelle</b>						
Femmes analphabètes	0,118	554	0,111	82	0,119	472
Femmes alphabètes	0,082	2791	0,089	588	0,081	2203
Primaire (en années)						
0,00	0,121	236	0,126	39	0,120	197
1,00	0,171	33	0,273	3	0,160	30
2,00	0,099	110	0,104	16	0,098	94
3,00	0,137	134	0,063	17	0,148	118
4,00	0,087	183	0,055	26	0,093	158
5,00	0,088	574	0,110	109	0,082	465
6,00	0,080	2074	0,086	460	0,078	1613
Secondaire et plus (en années)						
0,00	0,100	1690	0,100	305	0,100	1386
1,00	0,081	300	0,090	59	0,079	241
2,00	0,080	326	0,089	64	0,078	262
3,00	0,087	336	0,137	73	0,072	262
4,00	0,097	201	0,088	56	0,100	145
5,00	0,076	121	0,107	31	0,065	90
6,00	0,032	138	0,038	26	0,031	112
7,00	0,078	94	0,034	18	0,088	76
8,00	0,007	25	0,029	6	0,000	19
9,00	0,112	18	0,000	8	0,194	10
10,00	0,012	40	0,000	11	0,016	29
11,00	0,047	56	0,000	14	0,062	43
<b>Age de la mère</b>						
17-24 ans	0,084	369	0,075	32	0,085	337
25-29 ans	0,075	753	0,073	95	0,076	658
30-34 ans	0,083	778	0,080	153	0,084	625
35-39 ans	0,086	642	0,100	137	0,083	505
40-44 ans	0,101	489	0,095	162	0,103	327
45-49 ans	0,121	314	0,120	91	0,121	223
<b>Education maris/conjoints</b>						
Primaire (en années)						
0,00	0,082	514	0,077	124	0,083	390
1,00	0,071	20	0,048	3	0,075	17
2,00	0,099	41	0,169	3	0,093	37
3,00	0,103	39	0,116	6	0,101	33
4,00	0,105	40	0,151	5	0,098	35
5,00	0,093	248	0,067	40	0,098	209
6,00	0,088	2443	0,097	489	0,086	1954
Secondaire et plus(en années)						
0,00	0,091	1565	0,095	331	0,090	1234
1,00	0,109	116	0,077	17	0,115	100
2,00	0,093	141	0,008	14	0,103	127
3,00	0,083	304	0,068	35	0,085	269
4,00	0,061	245	0,081	38	0,057	207
5,00	0,109	146	0,209	25	0,088	121
6,00	0,081	203	0,118	42	0,071	161
7,00	0,116	170	0,131	35	0,112	135
8,00	0,064	46	0,000	10	0,082	36
9,00	0,086	52	0,086	20	0,087	32
10,00	0,091	94	0,170	24	0,063	70
11,00	0,069	264	0,037	80	0,083	184
<b>Niveau de vie du ménage</b>						
Pauvres	0,101	668	0,146	163	0,087	505
Intermédiaires	0,077	1338	0,072	299	0,079	1040
Riches	0,093	1338	0,079	208	0,095	1130
<b>Milieu de résidence</b>						
Libreville/Port-Gentil	0,084	1859	0,095	436	0,081	1423
Autres villes	0,074	724	0,077	145	0,058	145
Rural	0,111	762	0,101	90	0,082	90

**Tableau A4.2 : Caractéristiques de la mortalité infantile –Gabon 2000**

Paramètres Variables	Ensemble		Femmes chefs de ménages		Hommes chefs de ménages	
	Taux de mortalité <1 an		Taux de mortalité <1 an		Taux de mortalité <1 an	
	Moyenne	N pond	Moyenne	N pond	Moyenne	N pond
<b>Education maternelle</b>						
Femmes analphabètes	0,084	554	0,075	638	0,085	472
Femmes alphabètes	0,061	2791	0,075	32	0,058	2203
Primaire (en années)						
0,00	0,098	236	0,099	390	0,098	197
1,00	0,132	33	0,024	3	0,143	30
2,00	0,079	110	0,081	16	0,079	94
3,00	0,105	134	0,060	17	0,111	118
4,00	0,049	183	0,040	26	0,050	158
5,00	0,058	574	0,085	109	0,052	465
6,00	0,060	2074	0,073	460	0,056	1613
Secondaire et plus (en années) <sup>1</sup>						
0,00	0,073	1690	0,080	305	0,071	1386
1,00	0,064	300	0,072	59	0,062	241
2,00	0,065	326	0,089	64	0,059	262
3,00	0,057	336	0,109	73	0,043	262
4,00	0,074	201	0,066	56	0,077	145
5,00	0,075	121	0,107	31	0,064	90
6,00	0,018	138	0,000	26	0,022	112
7,00	0,048	94	0,034	18	0,051	76
8,00	0,000	25	0,000	6	0,000	19
9,00	0,011	18	0,000	8	0,019	10
10,00	0,012	40	0,000	11	0,016	29
11,00	0,047	56	0,000	14	0,062	43
<b>Age de la mère</b>						
17-24 ans	0,054	369	0,075	32	0,051	337
25-29 ans	0,052	753	0,055	95	0,051	658
30-34 ans	0,060	778	0,067	153	0,058	625
35-39 ans	0,070	642	0,085	137	0,065	505
40-44 ans	0,078	489	0,079	162	0,077	327
45-49 ans	0,095	314	0,084	91	0,098	223
<b>Education des maris/conjoints</b>						
Primaire (en années)						
0,00	0,059	514	0,057	124	0,060	390
1,00	0,055	20	0,048	3	0,056	17
2,00	0,084	41	0,169	3	0,077	37
3,00	0,076	39	0,082	6	0,075	33
4,00	0,078	40	0,099	5	0,075	35
5,00	0,066	248	0,062	40	0,067	209
6,00	0,065	2443	0,079	489	0,062	1954
Secondaire et plus (en années)						
0,00	0,066	1565	0,074	331	0,064	1234
1,00	0,078	116	0,055	17	0,082	100
2,00	0,078	141	0,000	14	0,087	127
3,00	0,065	304	0,064	35	0,065	269
4,00	0,037	245	0,055	38	0,034	207
5,00	0,081	146	0,154	25	0,066	121
6,00	0,071	203	0,107	42	0,062	161
7,00	0,085	170	0,120	35	0,076	135
8,00	0,040	46	0,000	10	0,051	36
9,00	0,076	52	0,086	20	0,069	32
10,00	0,057	94	0,167	24	0,019	70
11,00	0,050	264	0,027	80	0,060	184
<b>Niveau de vie du ménage</b>						
Pauvre	0,083	668	0,127	163	0,069	505
Intermédiaire	0,055	1338	0,055	299	0,055	1040
Riches	0,066	1338	0,061	208	0,067	1130
<b>Milieu de résidence</b>						
Libreville/Port-Gentil	0,064	1859	0,079	436	0,060	1423
Autres villes	0,054	724	0,058	145	0,053	579
Rural	0,078	762	0,082	90	0,077	673

**Tableau A5.2 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de la mortalité infanto-juvénile ; ménages gérés par les femmes – Gabon 2000**

Paramètres Variables	Maximum de vraisemblance <sup>1,2</sup>		Tobit <sup>1,2</sup>		Ef. mg.
	$\beta$	$t^5$	$\beta$	$t^5$	
<b>Constante</b>	0,1123	0,559	-0,911	-1,297	-0,2688
<b>Alphab. femmes<sup>8</sup></b>	-0,0118	-0,429	-0,0269	-0,336	-0,0079
<b>Educ. femmes<sup>9</sup></b>					
Primaire	-0,0019	-0,312	-0,0061	-0,335	-0,0018
Secondaire	-0,0069	-0,093*	-0,0388	-2,632*	-0,0144*
<b>Age des femmes<sup>10</sup></b>					
25-29	0,0263	0,626	0,2230	1,327	0,0658
30-34	0,0164	0,417	0,2268	1,404	0,0669
35-39	0,0625	1,565	0,4039	2,439*	0,1192*
40-44	0,0493	1,233	0,4112	2,479*	0,1213*
45-49	0,0733	1,787**	0,4709	2,786*	0,1389
<b>Pres. Mari/conj<sup>8</sup>.</b>	-0,0131	-0,624	-0,0218	-0,299	-0,0064
<b>Educ. mari/conj<sup>9</sup>.</b>					
Primaire	0,0018	0,593	0,0117	1,084	0,0034
Secondaire	0,0014	0,671	0,0031	0,447	0,0009
<b>Age du mari/conj.</b>					
Age	-0,0058	-0,755	0,0034	0,129	0,0010
Age <sup>2</sup>	0,0059	0,754	-0,0035	-0,131	-0,0011
<b>Niv. de vie ménage<sup>11</sup></b>					
Pauvres	0,1208	2,866*	0,4068	2,812*	0,012*
Intermédiaires	0,6109	1,881**	0,2035	1,856**	0,060**
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>					
Libreville/Port- Gentil	-0,0553	-1,626**	-0,2448	-2,120*	-0,0722*
Rural	0,0196	0,918	0,0877	1,260	0,0258
<b>Var. communautaires</b>					
1. Enfants					
Fièvre <sup>13</sup>	0,0004	0,903	0,0019	1,326	0,0006
Toux <sup>13</sup>	0,0001	0,151	-0,0002	-0,125	-0,0002
Diarrhée <sup>13</sup>	0,0007	1,151	0,0015	0,777	0,0005
Vaccination <sup>14</sup>	-0,0006	-1,241	-0,0009	-0,567	-0,0003
2. Femmes					
Indice de Quételet <sup>15</sup>	0,0013	0,390	0,0038	0,326	0,0011
Accouch. assisté <sup>16</sup>	0,0002	0,448	0,0009	0,577	0,0003
$\sigma$	0,2256	15,59*	0,6540	6,297*	-
$\mu$ (1) <sup>17</sup>	-	-	-	-	-
<b>Hétéroscédasticité</b>					
Log nbre. enf. nés/fem.	-0,4080	-4,793*	-0,2916	-3,197*	-0,0442*
Log vraisemblance		208,080		-288,5903	
Chi-2 (sig)		20,296 (0,000)		-	
LM/LR <sup>18</sup>		1,62		0,000	
N		670		670	

**Tableau A5.2 (suite) : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de la mortalité infanto-juvénile ; ménages gérés par les femmes – Gabon 2000**

Paramètres Variables	Probit binaire <sup>1,3</sup>			Probit ordonné <sup>1,4</sup>			
	$\beta$	$t^5$	Ef. mg	$\beta$	$t^5$	Ef. mg(0) <sup>6</sup>	Ef. mg.(2) <sup>7</sup>
<b>Constante</b>	2,8020	0,446	0,1763	-1,3479	-0,853	0,4563	-0,3168
<b>Alphab. femmes<sup>8</sup></b>	0,5395	0,0393	0,0339	-0,0314	-0,154	0,0106	-0,0073
<b>Educ. femmes<sup>9</sup></b>							
Primaire	-0,1417	-0,482	-0,0089	-0,0219	-0,481	0,0074	-0,0051
Secondaire	-0,1579	-1,255	-0,0099	-0,0665	-2,021*	0,0225	0,0156*
<b>Age des femmes<sup>10</sup></b>							
25-29	0,7441	0,617	0,0468	0,4748	1,309	-0,1607	0,1116
30-34	0,6528	1,499	0,0410	0,4179	1,180	-0,1415	0,0982
35-39	1,9853	1,499	0,1249	0,7745	2,121*	-0,2622	0,1820*
40-44	-0,7689	-0,493	-0,0483	0,6422	1,784**	-0,2174	0,1509**
45-49	2,3105	1,601**	0,0483	0,9613	2,561*	-0,3325	0,2259*
<b>Pres. Mari/conj<sup>8</sup>.</b>	0,0970	0,122	0,0061	-0,1367	-0,716	0,0046	-0,0321
<b>Educ. mari/conj<sup>9</sup>.</b>							
Primaire	0,1536	1,108	0,0096	0,0333	1,206	-0,0112	0,078
Secondaire	-0,1005	-1,028	-0,0063	-0,0035	-0,207	0,0012	-0,088
<b>Age du mari/conj.</b>							
Age	-0,3774	-1,522	-0,0237	-0,0130	-0,213	0,0044	-0,0030
Age <sup>2</sup>	0,3858	1,521	0,0242	0,0132	0,211	-0,0044	0,0031
<b>Niv. de vie ménage<sup>11</sup></b>							
Pauvres	5,8024	2,541*	0,3651*	0,9610	2,575*	-0,3253	0,2258*
Intermédiaires	3,0185	2,121*	0,1899*	0,4438	1,643**	-0,1502	0,1043**
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>							
Libreville/Port- Gentil	-2,3396	1,738**	-0,1472	-0,5210	-1,904**	0,1764	-0,1224**
Rural							
<b>Var. communautaires</b>							
<i>1. Enfants</i>							
Fièvre <sup>13</sup>	-0,0068	-0,479	-0,0004	0,0053	1,571	-0,0018	0,0012
Toux <sup>13</sup>	-0,0009	-0,064	-0,0001	-0,0002	-0,710	0,0000	-0,0000
Diarrhée <sup>13</sup>	0,0216	0,892	0,0013	0,0040	0,811	-0,0013	0,0009
Vaccination <sup>14</sup>	0,0004	0,238	0,0003	-0,0018	-0,483	0,0006	-0,0004
<i>2. Femmes</i>							
Indice de Quételet <sup>15</sup>	0,0895	0,703	0,0056	0,0022	0,080	-0,0007	0,0005
Accouch. assisté <sup>16</sup>	-0,0187	-0,985	-0,00011	0,0010	0,276	-0,0003	0,0002
$\sigma$	-	-	-	-	-	-	-
$\mu$ (1) <sup>17</sup>	-	-	-	0,4268	4,117*	-	-
<b>Hétéroscédasticité</b>							
Log nbre. enf. nés/fem.	1,2502	5,317*	0,2423*	-0,0186	-0,148	0,2737	-0,3552
Log vraisemblance		-307,66				-452,02	
Chi-2 (sig)		108,16				55,04	
		(0,000)				(0,000)	
LM/LR <sup>18</sup>		0,94				0,45	
N		670				670	

(1) Modèle avec hétéroscédasticité multiplicative par rapport au log du nombre total d'enfants nés ; (2) La variable dépendante est le taux de mortalité infanto-juvénile - mortalité des moins de 5ans – défini comme la proportion des enfants nés au moins 5 ans avant la date de l'enquête et décédés avant leur cinquième anniversaire ; (3) La variable dépendante est égale à 1 si le taux de mortalité infanto-juvénile est supérieur à zéro ; (4) La variable dépendante est égale à 0,1 et 2 selon que le taux de mortalité infanto-juvénile est, respectivement: 0; >0 et  $\leq 0,2$ ; >0,2; (5) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le  $t$  est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; (6) Deux effets marginaux sont seulement indiqués. Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique pour la valeur 0 de la variable dépendante; (7) Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique pour la valeur la plus élevée -2- de la variable dépendante; (8) Oui=1 ; (9) Nombre d'années pour chaque niveau d'éducation-« spline » ; (10) Base=15-24 ans ; (11) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composantes principales- voir chapitre 2 ; base=riches; (12) Base=Autres villes; (13) Proportion par cluster des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête, qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (Fièvre) ; (iii) de la toux (Toux); (14) Proportion par cluster du même groupe d'enfants ayant été vaccinés -BCG, Polio et DTC0q ; (15) Moyenne par cluster de l'indice de Quételet ou Indice de masse corporelle (IMC) des femmes ayant eu des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête ; (16) Pourcentage de femmes par cluster au cours des cinq dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié -médecin, infirmière, sage-femme; (17) Paramètres des seuils estimés ; (18) Test de Lagrange LM ou rapport de vraisemblance LR ; un LM ou LR < 3,84 montre que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au nombre total d'enfants nés.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir de la base de données de l'enquête EDS 2000.



**Tableau A6.2 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de la mortalité infantile ; ménages gérés par les femmes – Gabon 2000**

Paramètres Variables	Maximum de vraisemblance <sup>1,2</sup>		Tobit <sup>1,2</sup>		Ef. mg.
	$\beta$	$t^5$	$\beta$	$t^5$	
<b>Constante</b>	0,1661	0,877	-0,3757	-0,439	-0,0790
<b>Alphab. femmes<sup>8</sup></b>	-0,0032	-0,125	-0,0208	-0,193	-0,0043
<b>Educ. femmes<sup>9</sup></b>					
Primaire	0,0003	0,058	-0,0015	-0,067	-0,0003
Secondaire	-0,0073	-2,349*	-0,0448	-2,221*	-0,0094*
<b>Age des femmes<sup>10</sup></b>					
25-29	0,0019	0,051	0,0724	0,384	0,0152
30-34	0,0028	0,077	0,1126	0,636	0,0241
35-39	0,0443	1,202	0,2969	1,651**	0,0624**
40-44	0,0249	0,675	0,2256	1,210	0,0474
45-49	0,0396	1,041	0,2937	1,678**	0,0624
<b>Pres. Mari/conj.<sup>8</sup></b>	-0,0036	-0,192	-0,0026	-0,028	-0,0005
<b>Educ. mari/conj.<sup>9</sup></b>					
Primaire	0,0004	0,138	0,0088	0,628	0,0018
Secondaire	0,0021	1,046	0,0045	0,502	0,0009
<b>Age du mari/conj.</b>					
Age	-0,0049	-0,0675	-0,0097	-0,295	-0,0020
Age <sup>2</sup>	0,0050	0,673	0,0098	0,292	0,0020
<b>Niv. de vie ménage<sup>11</sup></b>					
Pauvres	0,1020	2,555*	0,4444	2,313*	0,0934*
Intermédiaires	0,0496	1,611**	0,2240	1,598**	0,0471**
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>					
Libreville/Port- Gentil	-0,0357	-1,109	-0,1991	-1,371	-0,0418
Rural	0,0132	0,646	0,0755	0,777	0,0158
<b>Var. communautaires</b>					
<i>1. Enfants</i>					
Fièvre <sup>13</sup>	0,0004	0,977	0,0025	1,292	0,0005
Toux <sup>13</sup>	0,0002	0,547	0,0007	0,414	0,0002
Diarrhée <sup>13</sup>	0,0004	0,770	0,0013	0,485	0,0003
Vaccination <sup>14</sup>	-0,0008	-1,655**	-0,0019	-0,935	-0,0004
<i>2. Femmes</i>					
Indice de Quételet <sup>15</sup>	-0,0010	-0,306	-0,0052	-0,333	-0,0011
Accouch. assisté <sup>16</sup>	-0,0001	-0,350	-0,0005	-0,264	-0,0001
$\sigma$	0,1980	15,597*	0,535	7,774*	-
$\mu$ (1) <sup>17</sup>	-	-	-	-	-
<b>Hétéroscédasticité</b>					
Log nbre. enf. nés/fem.	-0,3009	-3,525*	-0,0526	-0,674	-0,0075
Log vraisemblance		243,43		-270,59	
Chi-2 (sig)		12,53		-	
		(0,000)			
LM/LR <sup>18</sup>		1,44			
N		670		670	

**Tableau A6.2 (suite) : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de la mortalité infantile ; ménages gérés par les femmes – Gabon 2000**

Paramètres Variables	Probit binaire <sup>1,3</sup>			Probit ordonné <sup>1,4</sup>			
	$\beta$	$t^5$	Ef. mg	$\beta$	$t^5$	Ef. mg(0) <sup>6</sup>	Ef. mg.(2) <sup>7</sup>
<b>Constante</b>	4,5213	1,505	0,0331	-1,2619	-2,530*	-0,3781	0,2575
<b>Alphab. femmes<sup>8</sup></b>	0,6380	1,054	0,0150	0,0734	0,582	-0,0204	0,0146
<b>Educ. femmes<sup>9</sup></b>							
Primaire	-0,2169	-1,988*	-0,0179	-0,0458	-1,304	0,0111	-0,0079
Secondaire	-0,1283	-0,397	-0,0050	-0,0534	-3,388*	0,0142	-0,0093
<b>Age des femmes<sup>10</sup></b>							
25-29	0,6972	0,2800	0,0386	0,5436	1,873**	0,0270	0,1231
30-34	0,7651	1,012	0,0496	0,4315	0,884	-0,1531	0,0898
35-39	2,1166	2,033*	0,1408	0,8181	2,060*	-0,0185	0,1803
40-44	-0,8037	-0,451	-0,0543	0,7152	1,897**	-0,2170	0,1555**
45-49	2,2085	1,288	0,0340	1,0247	2,195*	-0,3298	0,2310*
<b>Pres. Mari/conj<sup>8</sup>.</b>	0,0561	0,120	0,0091	-0,1299	-0,528	0,0009	-0,0273
<b>Educ. mari/conj<sup>9</sup>.</b>							
Primaire	0,2061	2,584*	0,0160*	0,0504	2,202*	-0,0135*	0,0802*
Secondaire	-0,1112	-1,541	-0,0109	-0,0068	-0,356	0,0015	0,0882
<b>Age du mari/conj.</b>							
Age	-0,3587	-0,054	-0,0209	-0,0148	-0,108	0,0033	-0,0022
Age <sup>2</sup>	0,3736	1,046	0,0213	0,1423	0,104	-0,0033	0,0023
<b>Niv. de vie ménage<sup>11</sup></b>							
Pauvres	5,8938	2,765*	0,3749*	1,0437	2,724*	-0,3381	0,2379*
Intermédiaires	2,9914	2,010*	0,1851*	0,5307	2,435*	-0,1624	0,1136*
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>							
Libreville/Port- Gentil	-2,3251	-1,686**	-0,1451	-0,5514	-2,066*	0,1802	-0,1251*
Rural	0,8866	0,840	0,0532	0,2867	1,540	-0,0792	0,0553
<b>Var. communautaires</b>							
<b>1. Enfants</b>							
Fièvre <sup>13</sup>	-0,0094	-0,018	-0,0007	0,0066	2,183*	-0,0022	0,0015
Toux <sup>13</sup>	-0,0037	-1,138	-0,0004	-0,0013	-0,321	0,0005	-0,0004
Diarrhée <sup>13</sup>	0,0235	1,152	0,0015	0,0055	1,169	-0,0016	0,0010
Vaccination <sup>14</sup>	0,0002	0,341	0,0002	-0,0039	-1,254	0,0018	-0,0007
<b>2. Femmes</b>							
Indice de Quételet <sup>15</sup>	0,1230	1,294	0,0096	0,0215	1,308	-0,0064	0,0048
Accouch. assisté <sup>16</sup>	-0,0142	-0,213	-0,0005	0,0007	0,642	-0,0404	0,0498
$\sigma$	-	-	-	-	-	-	-
$\mu$ (1) <sup>17</sup>	-	-	-	0,3926	9,660*	-	-
<b>Hétéroscédasticité</b>							
Log nbre. enf. nés/fem.	1,1347	5,348*	0,2473*	-0,0081	-1,159	0,2323	-0,2948
Log vraisemblance		-56,50				-38,18	
Chi-2 (sig)		12,53				10,22	
		(0,000)				(0,000)	
LM/LR <sup>18</sup>		15,87				19,3	
N		670				670	

(1) Modèle avec hétéroscédasticité multiplicative par rapport au log du nombre total d'enfants nés ; (2) La variable dépendante est le taux de mortalité infantile - mortalité des moins de 1 an – défini comme la proportion des enfants nés au moins 5 ans avant la date de l'enquête et décédés avant leur premier anniversaire ; (3) La variable dépendante est égale à 1 si le taux de mortalité infantile est supérieur à zéro ; (4) La variable dépendante est égale à 0, 1 et 2 selon que le taux de mortalité infantile est, respectivement: 0; >0 et ≤0,2; >0,2; (5) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le  $t$  est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur-type ; (6) Deux effets marginaux sont seulement indiqués. Dérivés partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique pour la valeur 0 de la variable dépendante; (7) Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique pour la valeur la plus élevée -2- de la variable dépendante; (8) Oui=1 ; (9) Nombre d'années pour chaque niveau d'éducation-« spline » ; (10) Base=15-24 ans ; (11) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composantes principales- voir chapitre 2 ; base=riches ; (12) Base=Autres villes ; (13) Proportion par cluster des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête, qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (Fièvre) ; (iii) de la toux (Toux) ; (14) Proportion par cluster du même groupe d'enfants ayant été vaccinés -BCG, Polio et DTCoq ; (15) Moyenne par cluster de l'indice de Quételet ou Indice de masse corporelle (IMC) des femmes ayant eu des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête ; (16) Pourcentage de femmes par cluster au cours des cinq dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié –médecin, infirmière, sage-femme ; (17) Paramètres des seuils estimés ; (18) Test de Lagrange LM ou rapport de vraisemblance LR ; un LM ou LR < 3,84 montre que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au nombre total d'enfants nés.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir de la base de données de l'enquête EDS 2000.

**Tableau A7.2 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de la mortalité infanto–juvénile ; ménages gérés par les hommes – Gabon 2000**

Paramètres Variables	Maximum de vraisemblance <sup>1,2</sup>		Tobit <sup>1,2</sup>		Ef. mg.
	$\beta$	$r^5$	$\beta$	$r^5$	
<b>Constante</b>	0,1717	2,642*	-0,1710	-0,848	-0,0525
<b>Alphab. femmes<sup>8</sup></b>	-0,0065	-0,650	0,0061	0,185	0,0018
<b>Educ. femmes<sup>9</sup></b>					
Primaire	-0,0048	-1,978*	-0,0133	-1,690**	-0,0041**
Secondaire	-0,0035	-1,868**	-0,0289	-4,346*	-0,0089*
<b>Age des femmes<sup>10</sup></b>					
25-29	0,0128	1,111	0,0329	0,0788	0,0101
30-34	0,0015	0,115	0,15552	3,459*	0,0477*
35-39	-0,0060	-0,459	0,1711	3,678*	0,0526*
40-44	0,0205	1,476	0,2660	5,404*	0,0818*
45-49	0,0311	2,088*	0,2754	5,382*	0,0847*
<b>Pres. Mari/conj<sup>8</sup>.</b>	-0,0066	-0,671	-0,0101	-0,312	-0,0031
<b>Educ. mari/conj<sup>9</sup>.</b>					
Primaire	0,0008	0,492	0,0053	0,979	0,0016
Secondaire	0,0001	0,126	-0,0034	-0,852	-0,0010
<b>Age du mari/conj.</b>					
Age	-0,0032	-1,411	-0,0064	-0,903	-0,0019
Age <sup>2</sup>	0,0033	1,415	0,0066	0,906	0,0020
<b>Niv. de vie ménage<sup>11</sup></b>					
Pauvres	0,0212	1,096	0,0892	1,460	0,0274
Intermédiaires	0,0124	0,888	0,0493	1,091	0,0151
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>					
Libreville/Port- Gentil	0,0086	0,570	-0,0168	-0,347	-0,0051
Rural	0,0301	3,260*	0,0845	2,830*	0,0260*
<b>Var. communautaires</b>					
<b>1. Enfants</b>					
Fièvre <sup>13</sup>	0,0002	0,969	0,0004	0,636	0,0001
Toux <sup>13</sup>	0,0002	0,780	0,0006	0,887	0,0002
Diarrhée <sup>13</sup>	0,0001	0,282	0,0007	0,889	0,0002
Vaccination <sup>14</sup>	-0,0003	-1,534	-0,0007	-1,017	-0,0002
<b>2. Femmes</b>					
Indice de Quételet <sup>15</sup>	0,0000	0,023	-0,004	-0,082	-0,0001
Accouch. assisté <sup>16</sup>	-0,0000	-1,169	-0,0003	-0,580	-0,0001
$\sigma$	0,2571	32,702*	0,7106	13,577*	-
$\mu$ (1) <sup>17</sup>	-	-	-	-	-
<b>Hétéroscédasticité</b>					
Log nbre. enf. nés/fem.	-0,6418	-15,471*	-0,3574	-9,454*	-0,0556*
Log vraisemblance		996,79		-1355,32	
Chi-2 (sig)		328,67 (0,000)		-	
LM/LR <sup>18</sup>		211,05		0,000	
N		2675		2675	

**Tableau A7.2 (suite) : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de la mortalité infanto–juvénile ; ménages gérés par les hommes – Gabon 2000**

Paramètres Variables	Probit binaire <sup>1,3</sup>			Probit ordonné <sup>1,4</sup>			
	$\beta$	$t^5$	Ef. mg	$\beta$	$t^5$	Ef. mg(0) <sup>6</sup>	Ef. mg.(2) <sup>7</sup>
<b>Constante</b>	0,3044	0,251	0,0398	-0,2077	-0,460	0,0782	-0,0593
<b>Alphab. femmes<sup>8</sup></b>	-0,0259	-1,257	-0,0339	-0,0183	-0,250	0,0069	-0,0052
<b>Educ. femmes<sup>9</sup></b>							
Primaire	-0,0393	-0,800	-0,0051	-0,0305	-1,734**	0,0115	-0,0087**
Secondaire	-0,0345	-1,021	-0,0045	-0,0478	-3,425**	0,0180	-0,0136**
<b>Age des femmes<sup>10</sup></b>							
25-29	-0,3309	-1,751**	-0,0433	0,0001	0,001	-0,0000	0,0000
30-34	-0,0805	-0,381	-0,0105	0,1846	2,126*	-0,0695*	0,0527*
35-39	-0,0403	-0,170	-0,0052	0,2137	2,3335*	-0,0805*	0,0610*
40-44	0,2910	1,114	0,0380	0,3801	3,944*	-0,1432*	0,1085*
45-49	0,2237	0,704	0,0293	0,4351	4,231*	-0,1639	0,1242*
<b>Pres. Mari/conj.<sup>8</sup></b>	-0,0901	-0,498	-0,0118	-0,0387	-0,560	0,0145	-0,0116
<b>Educ. mari/conj.<sup>9</sup></b>							
Primaire	0,0095	0,287	0,0012	0,0100	0,821	-0,0037	0,0028
Secondaire	-0,0066	-0,286	-0,0008	-0,0066	-0,747	0,0025	-0,0019
<b>Age du mari/conj.</b>							
Age	-0,0566	-1,333	-0,0074	-0,0169	-1,040	0,0063	-0,0048
Age <sup>2</sup>	0,0581	1,340	0,0076	0,1747	1,047	-0,0065	0,0049
<b>Niv. de vie ménage<sup>11</sup></b>							
Pauvres	0,2083	0,559	0,0272	0,135	0,980	-0,0511	0,0387
Intermédiaires	0,1921	0,679	0,0251	0,0806	0,804	-0,0303	0,0230
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>							
Libreville/Port- Gentil	0,0449	0,151	0,0058	-0,0463	-0,429	0,0174	-0,0132
Rural	0,2165	1,119	0,0283	0,1567	2,323*	-0,0590*	0,0447*
<b>Var. communautaires</b>							
<i>1. Enfants</i>							
Fièvre <sup>13</sup>	-0,0008	-0,189	-0,0001	0,0000	0,058	-0,0000	0,0000
Toux <sup>13</sup>	0,0007	0,196	0,0001	0,0017	1,154	-0,0006	0,0004
Diarrhée <sup>13</sup>	0,0024	0,439	0,0003	0,0024	1,231	-0,0008	0,0006
Vaccination <sup>14</sup>	-0,0113	-2,393*	-0,0014*	-0,0021	-1,281	-0,0007	0,0006
<i>2. Femmes</i>							
Indice de Quételet <sup>15</sup>	0,0204	0,624	0,0026	0,0020	0,170	0,0003	-0,0002
Accouch. assisté <sup>16</sup>	-0,0048	-1,300	-0,0006	-0,0009	-0,744	0,0409	-0,0501
$\sigma$	-	-	-	-	-	-	-
$\mu$ (1) <sup>17</sup>	-	-	-	0,3219	8,827*	-	-
<b>Hétéroscédasticité</b>							
Log nbre. enf. nés/fem.	0,7178	11,222*	0,1381*	-0,0868*	-2,732*	0,0726	-0,0891
Log vraisemblance		-1506,07				-2087,4	
Chi-2 (sig)		259,94 (0,000)				126,81 (0,000)	
LM/LR <sup>18</sup>		191,1				1,56	
N		2675				2675	

(1) Modèle avec hétéroscédasticité multiplicative par rapport au log du nombre total d'enfants nés ; (2) La variable dépendante est le taux de mortalité infanto-juvénile - mortalité des moins de 5 ans - défini comme la proportion des enfants nés au moins 5 ans avant la date de l'enquête et décédés avant leur cinquième anniversaire ; (3) La variable dépendante est égale à 1 si le taux de mortalité infanto-juvénile est supérieur à zéro ; (4) La variable dépendante est égale à 0,1 et 2 selon que le taux de mortalité infanto-juvénile est, respectivement: >0 et ≤0,2; >0,2; (5) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le  $t$  est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; (6) Deux effets marginaux sont seulement indiqués. Dérivés partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique pour la valeur 0 de la variable dépendante; (7) Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique pour la valeur la plus élevée -2- de la variable dépendante; (8) Oui=1 ; (9) Nombre d'années pour chaque niveau d'éducation-« spline » ; (10) Base=15-24 ans ; (11) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composantes principales- voir chapitre 2 ; base=riches; (12) Base=Autres villes ; (13) Proportion par cluster des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête, qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (Fièvre) ; (iii) de la toux (Toux) ; (14) Proportion par cluster du même groupe d'enfants ayant été vaccinés - BCG, Polio et DTC0q ; (15) Moyenne par cluster de l'indice de Quételet ou Indice de masse corporelle (IMC) des femmes ayant eu des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête ; (16) Pourcentage de femmes par cluster au cours des cinq dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié -médecin, infirmière, sage-femme; (17) Paramètres des seuils estimés ; (18) Test de Lagrange LM ou rapport de vraisemblance LR ; un LM ou LR < 3,84 montre que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au nombre total d'enfants nés.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir de la base de données de l'enquête EDS 2000.

**Tableau A8.2 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de la mortalité infantile ; ménages gérés par les hommes – Gabon 2000**

Paramètres Variables	Maximum de vraisemblance <sup>1,2</sup>		Tobit <sup>1,2</sup>		Ef. mg.
	$\beta$	$t^3$	$\beta$	$t^5$	
<b>Constante</b>	0,0687	1,150	-0,6335	-2,205*	-0,1270*
<b>Alphab. femmes<sup>8</sup></b>	0,0026	0,281	0,0411	0,869	0,0082
<b>Educ. femmes<sup>9</sup></b>					
Primaire	-0,0060	-2,638*	-0,0269	-2,403*	-0,0053*
Secondaire	-0,0017	-1,000	-0,0201	-2,354*	-0,0040*
<b>Age des femmes<sup>10</sup></b>					
25-29	-0,0050	-0,473	0,0341	0,646	0,0068
30-34	0,0028	0,256	0,1164	2,042*	0,0233*
35-39	0,0031	0,268	0,1484	2,465*	0,0297*
40-44	0,0246	1,967*	0,2572	4,019*	0,0512*
45-49	0,0328	2,414*	0,2614	3,789*	0,0524*
<b>Pres. Mari/conj<sup>8</sup></b>	-0,0010	-0,118	-0,0031	-0,070	-0,0006
<b>Educ. mari/conj<sup>9</sup></b>					
Primaire	0,0018	1,158	0,0141	1,831**	0,0028**
Secondaire	-0,0000	-0,061	-0,0045	-0,813	-0,0090
<b>Age du mari/conj.</b>					
Age	-0,0025	-1,187	-0,0078	-0,786	-0,0015
Age <sup>2</sup>	0,0026	1,189	0,0081	0,790	0,0016
<b>Niv. de vie ménage<sup>11</sup></b>					
Pauvres	0,0209	1,178	0,1219	1,435	0,0244
Intermédiaires	0,0031	0,762	0,0739	1,186	0,0148
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>					
Libreville/Port- Gentil	0,0031	0,228	-0,0306	-0,460	-0,0061
Rural	0,0264	3,069*	0,1102	2,618*	0,0022*
<b>Var. communautaires</b>					
<i>1. Enfants</i>					
Fièvre <sup>13</sup>	0,0003	1,549	0,0001	1,039	0,0002
Toux <sup>13</sup>	-0,0000	-0,323	-0,0002	-0,240	-0,0000
Diarrhée <sup>13</sup>	0,0002	0,698	0,0015	1,199	0,0002
Vaccination <sup>14</sup>	-0,0004	-1,916**	-0,0020	-2,014*	-0,0004*
<i>2. Femmes</i>					
Indice de Quételet <sup>15</sup>	0,0016	1,031	0,0097	1,323	0,0019
Accouch. assisté <sup>16</sup>	0,0001	0,770	0,0002	0,333	0,0000
$\sigma$	0,190	32,702*	0,5799	-2,518*	-
$\mu (1)$ <sup>17</sup>	-	-	-	-	-
<b>Hétéroscédasticité</b>					
Log nbre. enf. nés/fem.	-0,3495	-8,426*	-0,0883	-2,518*	-0,1277*
Log vraisemblance		1285,87		1207,87	
Chi-2 (sig)		93,86 (0,000)		-	
LM/LR <sup>18</sup>		99,14		0,00	
N		2675		2675	

**Tableau A8.2 (suite) : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de la mortalité infantile ; ménages gérés par les hommes – Gabon 2000**

Paramètres Variables	Probit binaire <sup>1,3</sup>			Probit ordonné <sup>1,4</sup>			
	$\beta$	$t^5$	Ef.mg.	$\beta$	$t^5$	Ef. mg(0) <sup>6</sup>	Ef. mg.(2) <sup>7</sup>
<b>Constante</b>	2,0237	1,610	0,2492	-0,1210	-2,137*	0,0000	0,0000
<b>Alphab. femmes<sup>8</sup></b>	0,1244	0,596	0,0153	0,0603	0,678	-0,0167	0,0125
<b>Educ. femmes<sup>9</sup></b>							
Primaire	-0,1145	-2,306*	-0,0141*	-0,0544	-2,557	0,0152	-0,0115
Secondaire	-0,0049	-0,142	-0,0006	-0,0347	-2,058*	0,0097	-0,0073
<b>Age des femmes<sup>10</sup></b>							
25-29	-0,2841	-1,414	-0,0351	0,0689	0,665	-0,0196	0,0149
30-34	-0,1928	-0,868	-0,0238	0,1982	1,830**	-0,0579**	0,0443**
35-39	-0,1716	-0,704	-0,0211	0,2573	2,274*	-0,0768	0,0593*
40-44	0,1889	0,716	0,0233	0,4531	3,813*	-0,1428*	0,1131*
45-49	0,1217	0,391	0,0150	0,4985	3,865*	-0,1612*	0,1293*
<b>Pres. Mari/conj<sup>8</sup>.</b>	0,0492	0,254	0,0060	-0,0319	-0,372	0,0090	-0,0068
<b>Educ. mari/conj<sup>9</sup>.</b>							
Primaire	0,0620	1,763**	0,0076**	0,0271	1,817**	-0,0076**	0,0057**
Secondaire	-0,0173	-0,719	-0,0021	-0,0099	-0,896	0,0028	-0,0021
<b>Age du mari/conj.</b>							
Age	-0,0379	-0,865	-0,0046	-0,0187	-0,935	0,0052	-0,0040
Age <sup>2</sup>	0,0388	0,865	0,0047	0,0192	0,940	-0,0054	0,0041
<b>Niv. de vie ménage<sup>11</sup></b>							
Pauvres	0,2997	0,783	0,0370	0,2187	1,129	-0,0657	0,0508
Intermédiaires	0,1650	0,569	0,0203	0,1469	1,569	-0,0425	0,0323
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>							
Libreville/Port- Gentil	-0,0304	-0,099	-0,0037	-0,0767	-0,591	0,0212	-0,0159
Rural	0,2014	1,047	0,0248	0,2225	2,677*	-0,0634*	0,0481*
<b>Var. communautaires</b>							
<b>1. Enfants</b>							
Fièvre <sup>13</sup>	0,0034	0,737	0,0004	0,0013	0,670	-0,0004	0,0003
Toux <sup>13</sup>	-0,0035	-0,855	-0,0004	0,0002	0,123	-0,0001	0,0000
Diarrhée <sup>13</sup>	0,0043	0,711	0,0005	0,0039	1,589	-0,0011	0,0008
Vaccination <sup>14</sup>	-0,0107	-2,290*	-0,0013*	-0,0042	-2,052*	0,0012*	-0,0009*
<b>2. Femmes</b>							
Indice de Quételet <sup>15</sup>	0,0539	1,618	0,0066	0,0213	1,389	-0,0060	0,0045
Accouch. assisté <sup>16</sup>	-0,0003	-0,102	-0,0000	0,0006	0,378	-0,0002	0,0001
$\sigma$							
$\mu$ (1) <sup>17</sup>			0,2877	14,370*			
<b>Hétéroscédasticité</b>							
Log nbre. enf. nés/fem.	0,6023	11,400*	0,1431	-0,0601	-1,425	0,0312	-0,0587
Log vraisemblance		-1254,91				-1673,56	
Chi-2 (sig)		232,81				100,31	
		(0,000)				(0,000)	
LM/LR <sup>18</sup>		174,29				20,41	
N		2675				2675	

(1) Modèle avec hétéroscédasticité multiplicative par rapport au log du nombre total d'enfants nés ; (2) La variable dépendante est le taux de mortalité infantile - mortalité des moins de 1 an – défini comme la proportion des enfants nés au moins 5 ans avant la date de l'enquête et décédés avant leur premier anniversaire ; (3) La variable dépendante est égale à 1 si le taux de mortalité infantile est supérieur à zéro ; (4) La variable dépendante est égale à 0, 1 et 2 selon que le taux de mortalité infantile est, respectivement: 0; >0 et ≤0,2; >0,2; (5) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le  $t$  est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur-type ; (6) Deux effets marginaux sont seulement indiqués. Dérivés partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique pour la valeur 0 de la variable dépendante; (7) Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique pour la valeur la plus élevée -2- de la variable dépendante; (8) Oui=1 ; (9) Nombre d'années pour chaque niveau d'éducation-« spline » ; (10) Base=15-24 ans ; (11) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composantes principales- voir chapitre 2 ; base=riches ; (12) Base=Autres villes ; (13) Proportion par cluster des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête, qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (Fièvre) ; (iii) de la toux (Toux) ; (14) Proportion par cluster du même groupe d'enfants ayant été vaccinés -BCG, Polio et DTCoq ; (15) Moyenne par cluster de l'indice de Quételet ou Indice de masse corporelle (IMC) des femmes ayant eu des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête ; (16) Pourcentage de femmes par cluster au cours des cinq dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié –médecin, infirmière, sage-femme ; (17) Paramètres des seuils estimés ; (18) Test de Lagrange LM ou rapport de vraisemblance LR ; un LM ou LR < 3,84 montre que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au nombre total d'enfants nés.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir de la base de données de l'enquête EDS 2000.

## Chapitre 3

Tableau A1. 3 : Statistiques descriptives relatives aux estimations de la malnutrition des enfants

	Echantillon total N=3572		Ménages gérés par les femmes N=291		Ménages gérés par les hommes N=3281	
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
<b>Taille-pour-âge Z-score</b>	1,450	15,220	2,496	17,997	1,356	14,945
<b>Poids-pour-âge Z-score</b>	1,734	15,158	2,771	17,925	1,641	14,883
<b>Caractéristiques de l'enfant</b>						
Garçons	0,506	0,500	0,464	0,499	0,510	0,499
Filles	0,493	0,500	0,535	0,499	0,489	0,499
<7 mois	0,140	0,347	0,103	0,304	0,143	0,350
7-24 mois	0,332	0,470	0,276	0,448	0,336	0,472
25-48 mois	0,375	0,484	0,433	0,496	0,370	0,482
49-60 mois	0,152	0,359	0,187	0,390	0,149	0,356
Première naissance	0,245	0,430	0,163	0,370	0,252	0,434
2-3 <sup>ème</sup> naissance	0,338	0,473	0,234	0,424	0,347	0,476
4 <sup>ème</sup> naissance	0,115	0,318	0,094	0,292	0,116	0,320
5 <sup>ème</sup> naissance ou +	0,302	0,459	0,508	0,500	0,283	0,450
Intervalle de naissance	30,720	28,191	38,994	32,309	29,977	27,676
<b>Caractéristiques des parents</b>						
<i>1) mère</i>						
Sans instruction (%)	0,071	0,256	0,063	0,243	0,071	0,258
Instruction primaire (%)	0,429	0,495	0,378	0,485	0,434	0,495
Instruction secondaire (%)	0,499	0,500	0,558	0,497	0,494	0,500
Primaire (en années)	4,882	1,794	4,999	1,747	4,871	1,798
Secondaire et plus	1,359	2,129	1,555	2,291	1,341	2,114
Age de la mère lors de la nais	17,998	3,225	18,353	3,597	17,966	3,189
<i>2) conjoints/maris</i>						
Sans instruction (%)	0,334	0,471	0,424	0,495	0,325	0,468
Instruction primaire (%)	0,151	0,358	0,091	0,289	0,156	0,363
Instruction secondaire (%)	0,515	0,499	0,483	0,500	0,518	0,499
Primaire	4,323	2,575	4,681	2,399	4,291	2,588
Secondaire et plus	2,306	3,193	2,559	3,556	2,283	3,158
<b>Caractéristiques du ménage</b>						
<b>Niveau de vie du ménage(%)</b>						
Non pauvres	0,200	0,399	0,176	0,382	0,201	0,401
Intermédiaires	0,400	0,490	0,450	0,498	0,395	0,489
Pauvres	0,400	0,489	0,372	0,484	0,402	0,490
<b>Taille du ménage (log)</b>	2,120	0,515	1,767	0,587	2,151	0,496
<b>Milieu de résidence</b>						
Libreville/Port-Gentil	0,466	0,498	0,4900	0,500	0,464	0,498
Autres villes	0,256	0,436	0,2680	0,443	0,255	0,436
Rural	0,277	0,447	0,2420	0,429	0,280	0,449
<b>Pres. mari/conjoint (%)</b>	0,553	0,497	0,1886	0,391	0,585	0,492
<b>Femme chef ménage (%)</b>	0,082	0,275	1	1	0	0
<b>Car. communautaires</b>						
<b>1-Enfants</b>						
Fièvre	32,291	15,416	32,764	17,692	32,248	15,198
Toux	39,893	17,013	39,650	17,405	39,915	16,980
Diarrhée	17,317	11,146	18,079	11,982	17,248	11,067
Vaccin	26,845	16,596	27,376	15,730	26,797	16,673
<b>2-Femmes</b>						
Indice de Quételet	23,724	1,9540	23,7967	1,979	23,717	1,951
Accouchement assisté	60,817	17,486	61,883	18,737	60,721	17,36

Note : N=nombre d'enfants de moins de 60 mois.

**Tableau A2.3 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants du retard de croissance des enfants de moins de 60 mois ; ménages gérés par les femmes – Gabon 2000**

Paramètres Variables	OLS <sup>1</sup>		Probit binaire <sup>2</sup>		Ef. Mg <sup>5</sup> .
	$\beta$	$t^{3,4}$	$\beta$	$t^{3,4}$	
Constante	10,9347	0,423	-9,2621	-0,000	-0,3302
<b>Age de l'enfant en mois<sup>6</sup></b>					
7-24 mois	-4,4756	-0,802	7,8427	0,000	0,2796
25-48 mois	-6,7913	-1,358	7,4780	0,000	0,2666
49-59 mois	7,9720	-1,577	7,1029	0,000	0,2535
<b>Sexe de l'enfant<sup>7</sup></b>					
Garçon	-4,3896	-2,162*	-0,1831	-0,754	-0,065
<b>Rang de naissance<sup>8</sup></b>					
2-3ème naissance	-3,5733	-0,882	1,8056	2,696*	0,0643*
4ème naissance	10,0006	1,353	1,7277	2,601*	0,0616*
≥5ème naissance	-0,2904	-0,551	1,7549	2,830*	0,0625*
<b>Intervalle de naissance –naïss. Préc. (mois)</b>	-0,0173	-2,601*	-0,152	-2,627	-0,0005
<b>Alphabétisation de la mère<sup>9</sup></b>	0,7277	0,210	-0,5501	-1,230	-0,0196
<b>Education de la mère<sup>10</sup></b>					
Primaire	-0,7960	-1,308	0,0446	0,465	0,0015
Secondaire	-0,5668	-1,345	-0,0782	-0,828	-0,0027
<b>Age de la mère lors de la naissance</b>					
Age	0,3417	0,146	-0,0250	-0,063	-0,0008
Age <sup>2</sup> /100	-2,3500	-0,433	-0,1399	-0,130	-0,0049
<b>Education mari/conjoint<sup>10</sup></b>					
Primaire	0,2920	0,649	-0,0146	-0,284	-0,0005
Secondaire	-0,1603	-0,737	-0,1583	-2,763*	-0,0056*
<b>Stratification socio-économique<sup>11</sup></b>					
Intermédiaires	2,6410	1,041	0,7333	2,254*	0,0261*
Pauvres	-0,1792	0,030	0,3137	0,410	0,0111
<b>Présence du mari/conj.<sup>9</sup></b>	-0,6920	-2,876	0,5047	1,705**	0,0179**
<b>Taille du ménage (log)</b>	-0,6924	-2,827*	-0,0163*	-0,458	-0,0005
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>					
Autres villes	-5,5377	-0,974	0,2783	0,386	0,0099
Rural	-12,3920	-2,017*	0,3521	0,447	0,0125
<b>Variables communautaires</b>					
<i>1. Enfants</i>					
Fièvre <sup>13</sup>	0,1191	1,985*	0,0023	0,294	0,0000
Toux <sup>13</sup>	-0,1235	-1,846	0,0052	0,680	0,0001
Diarrhée <sup>13</sup>	0,0472	0,647	-0,0014	-0,109	-0,0000
Vaccination <sup>14</sup>	-0,4400	-0,595	0,0136	1,358	0,0005
<i>2. Femmes</i>					
Indice de Quételet <sup>15</sup>	1,0479	2,168*	0,0358	0,433	0,0012
Accouchement assisté <sup>16</sup>	-0,1599	-2,356*	-0,0122	-1,537	-0,0004
Log vraisemblance		-		-87,68	
Chi-2 (sig)		-		94,3(0,000)	
R <sup>2</sup> ajusté		0,097			
F (sig)		2,15 (0,001)			
N		291		291	

(1) La variable dépendante est le Z-score de la valeur de l'indicateur –taille-pour-âge pour le retard de croissance –par rapport à la médiane de référence. Voir le texte pour la spécification de ce dernier ; (2) La variable dépendante est codée 1 si l'enfant de moins de 60 mois souffre de retard de croissance, et 0 dans le cas contraire ; (3) Probabilité « two tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le  $t$  est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur-type ; (4) Les erreurs-types tiennent compte de l'hétéroscédasticité – correction de White ; (5) Effets marginaux : dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne des caractéristiques ; (6) Base= 0-6 mois ; (7) Base=filles ; (8) Base=première naissance ; (9) Base=oui ; (10) Nombre d'années pour chaque niveau d'instruction « spline » ; (11) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composantes principales non linéaire ; base=riches ou ménages appartenant au tiers supérieur de la distribution de l'indice des actifs ; (12) Base=Libreville/Port-Gentil ; (13) Proportion par cluster des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête, qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (Fièvre) ; (iii) de la toux (Toux) ; (14) Proportion par cluster du même groupe d'enfants ayant été vaccinés -BCG, Polio et DTC0q ; (15) Moyenne par cluster de l'indice de Quételet ou Indice de masse corporelle (IMC) des femmes ayant eu des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête ; (16) Pourcentage de femmes par cluster au cours des cinq dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié –médecin, infirmière, sage-femme.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir de la base de données de l'enquête EDS 2000.



**Tableau A3.3 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de l'insuffisance pondérale des enfants de moins de 60 mois ; ménages gérés par les femmes – Gabon 2000**

Paramètres Variables	OLS <sup>1</sup>		Probit binaire <sup>2</sup>		Ef. Mg <sup>5</sup> .
	$\beta$	$t^{3,4}$	$\beta$	$t^{3,4}$	
Constante	11,267	0,437	-11,836	0,000	-0,0014
<b>Age de l'enfant en mois<sup>6</sup></b>					
7-24 mois	-4,9301	-0,787	7,6453	0,000	0,0074
25-48 mois	-6,784	-1,355	7,2180	0,000	0,0069
49-59 mois	-7,9016	-1,558	7,1329	0,000	0,0069
<b>Sexe de l'enfant<sup>7</sup></b>					
Garçon	-4,2142	-2,083*	-0,3000	-0,996	-0,0002
<b>Rang de naissance<sup>8</sup></b>					
2-3 <sup>ème</sup> naissance	-3,1759	-0,0789	0,7184	1,096	0,0006
4 <sup>ème</sup> naissance	10,6117	1,442	-6,9594	0,000	-0,0067
≥5 <sup>ème</sup> naissance	0,3932	0,087	0,7064	0,112	0,0000
<b>Intervalle de naissance –nais. Prec. (mois)</b>	-0,0216	-0,692	-0,0104	-1,507	-0,0000
<b>Alphabétisation de la mère<sup>9</sup></b>	1,0690	0,310	0,0623	0,120	0,0001
<b>Education de la mère<sup>10</sup></b>					
Primaire	-0,9158	-1,514	-0,0725	-0,647	-0,0001
Secondaire	-0,5898	-1,407	-0,0833	-0,599	-0,0001
<b>Age de la mère lors de la naissance</b>					
Age	0,2799	0,120	0,7570	1,011	0,0007
Age <sup>2</sup> /100	-2,1646	-0,399	-2,370	-1,108	-0,0023
<b>Education mari/conjoint<sup>10</sup></b>					
Primaire	0,2948	0,657	-0,301	-0,462	-0,0000
Secondaire	-0,1673	-0,770	-0,1403	-1,759**	-0,0001**
<b>Stratification socio-économique<sup>11</sup></b>					
Intermédiaires	2,5160	1,099	0,1556	0,392	0,0001
Pauvres	0,1795	0,030	-1,8098	-2,163*	-0,0017
<b>Présence du mari/conj.<sup>9</sup></b>	-2,4779	-1,417	0,2230	0,607	0,0002
<b>Taille du ménage (log)</b>	-0,6883	-2,878	0,0200	0,463	0,0000
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>					
Autres villes	-4,9959	-0,879	-1,629	-2,053*	-0,0015*
Rural	-12,0105	-1,955**	-0,8676	-0,965	-0,0008
<b>Variables communautaires</b>					
<i>1. Enfants</i>					
Fièvre <sup>13</sup>	0,1114	1,868	0,0101	0,964	0,0000
Toux <sup>13</sup>	-0,1164	-1,740**	0,0090	0,874	0,0000
Diarrhée <sup>13</sup>	0,0541	0,745	-0,0037	-0,252	-0,0000
Vaccination <sup>14</sup>	-0,0390	-0,530	0,0122	1,052	0,0000
<i>2. Femmes</i>					
Indice de Quételet <sup>15</sup>	1,0600	2,184*	-0,0029	-0,590	-0,0000
Accouchement assisté <sup>16</sup>	-0,1680	-2,490*	-0,0035	-0,0347	-0,0000
Log vraisemblance	-			-55,64	
Chi-2 (sig)				51,90 (0,002)	
R <sup>2</sup> ajusté		0,09		-	
F (sig)		4,15(0,001)		-	
N		291		291	

(1) La variable dépendante est le Z-score de la valeur de l'indicateur –poids-pour-âge pour l'insuffisance pondérale –par rapport à la médiane de référence. Voir le texte pour la spécification de ce dernier ; (2) La variable dépendante est codée 1 si l'enfant de moins de 60 mois souffre de retard de croissance, et 0 dans le cas contraire ; (3) Probabilité « two tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le  $t$  est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur-type ; (4) Les erreurs-types tiennent compte de l'hétéroscédasticité – correction de White ; (5) Effets marginaux : dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne des caractéristiques ; (6) Base= 0-6 mois ; (7) Base=filles ; (8) Base=première naissance ; (9) Base=oui ; (10) Nombre d'années pour chaque niveau d'instruction « spline » ; (11) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composantes principales non linéaire ; base=riches ou ménages appartenant au tiers supérieur de la distribution de l'indice des actifs ; (12) Base=Libreville/Port-Gentil ; (13) Proportion par cluster des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête, qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (Fièvre) ; (iii) de la toux (Toux) ; (14) Proportion par cluster du même groupe d'enfants ayant été vaccinés -BCG, Polio et DTC0q ; (15) Moyenne par cluster de l'indice de Quételet ou Indice de masse corporelle (IMC) des femmes ayant eu des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête ; (16) Pourcentage de femmes par cluster au cours des cinq dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié –médecin, infirmière, sage-femme.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir de la base de données de l'enquête EDS 2000.

**Tableau A4.3 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants du retard de croissance des enfants de moins de 60 mois ; ménages gérés par les hommes – Gabon 2000**

Paramètres Variables	OLS <sup>1</sup>		Probit binaire <sup>2</sup>		
	$\beta$	$t^{3,4}$	$\beta$	$t^{3,4}$	Ef. Mg <sup>5</sup>
Constante	12,8062	1,890**	-0,6558	-0,868	-0,1663
<b>Age de l'enfant en mois<sup>6</sup></b>					
7-24 mois	-6,6296	-5,047*	1,2061	10,194*	0,3059*
25-48 mois	-8,5577	-6,830*	1,0826	9,142*	0,2746*
49-59 mois	-8,2225	-6,236	1,0960	8,465*	0,2780*
<b>Sexe de l'enfant<sup>7</sup></b>					
Garçon	0,4382	0,862	0,1987	3,757*	0,0504
<b>Rang de naissance<sup>8</sup></b>					
2-3ème naissance	0,7604	0,921	0,2775	3,076*	0,0704*
4ème naissance	-0,7605	-0,811	0,1048	0,910	0,0265
≥5ème naissance	0,2218	0,665	0,2334	2,435*	0,0592*
<b>Intervalle de naissance –nais. Prec. (mois)</b>	0,0230	1,961*	-0,0047	-3,453	-0,0012
<b>Alphabétisation de la mère<sup>9</sup></b>	-1,0330	-1,054	-0,1023	-1,178	-0,0259
<b>Education de la mère<sup>10</sup></b>					
Primaire	0,3767	1,690**	0,0061	0,296	0,0015
Secondaire	-0,0031	-0,023	-0,0449	-2,495*	-0,0113*
<b>Age de la mère lors de la naissance</b>					
Age	-0,8566	-1,352	-0,0427	-0,694	-0,0108
Age <sup>2</sup> /100	2,7749	1,653**	0,0296	0,190	0,0075
<b>Education mari/conjoint<sup>10</sup></b>					
Primaire	0,0028	0,022	-0,0059	-0,462	-0,0015
Secondaire	-0,4400	-0,537	-0,0159	-1,415	-0,0040
<b>Stratification socio-économique<sup>11</sup></b>					
Intermédiaires	0,4829	0,824	0,2712	4,026*	0,0688*
Pauvres	1,9983	1,818	3,6585	3,713*	0,1670*
<b>Présence du mari/conj.<sup>9</sup></b>	-0,4782	-0,793	-0,0965	-1,545	-0,0244
<b>Taille du ménage (log)</b>	0,0361	0,688	-0,534	-0,991	-0,0013
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>					
Autres villes	-0,1159	-0,121	0,6104	4,040*	0,1548*
Rural	-1,4447	-1,393	0,7004	4,292	0,1776*
<b>Variables communautaires</b>					
<i>1. Enfants</i>					
Fièvre <sup>13</sup>	-0,0440	-2,591*	0,0014	0,733	0,0003
Toux <sup>13</sup>	0,0120	0,698	-0,0015	-0,846	-0,0004
Diarrhée <sup>13</sup>	0,0073	0,363	0,0006	0,544	0,0003
Vaccination <sup>14</sup>	-0,0312	-1,781**	-0,0047	-2,521*	-0,0012*
<i>2. Femmes</i>					
Indice de Quételet <sup>15</sup>	0,0872	0,615	-0,0422	-2,584	-0,0107
Accouchement assisté <sup>16</sup>	-0,0292	-1,796**	-0,0008	-0,436	-0,0002
Log vraisemblance	-			-1488,04	
Chi-2 (sig)	-			329,9(0,000)	
R <sup>2</sup> ajusté		0,045		-	
F (sig)		6,83(0,000)		-	
N		3281		3281	

(1) La variable dépendante est le Z-score de la valeur de l'indicateur taille-pour-âge pour le retard de croissance –par rapport à la médiane de référence. Voir le texte pour la spécification de ce dernier ; (2) La variable dépendante est codée 1 si l'enfant de moins de 60 mois souffre de retard de croissance, et 0 dans le cas contraire ; (3) Probabilité « two tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le  $t$  est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur-type ; (4) Les erreurs-types tiennent compte de l'hétéroscédasticité – correction de White ; (5) Effets marginaux : dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne des caractéristiques ; (6) Base= 0-6 mois ; (7) Base=fille ; (8) Base=première naissance ; (9) Base=oui ; (10) Nombre d'années pour chaque niveau d'instruction « spline » ; (11) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composantes principales non linéaire ; base=riches ou ménages appartenant au tiers supérieur de la distribution de l'indice des actifs ; (12) Base=Libreville/Port-Gentil ; (13) Proportion par cluster des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête, qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (Fièvre) ; (iii) de la toux (Toux) ; (14) Proportion par cluster du même groupe d'enfants ayant été vaccinés -BCG, Polio et DTCoq ; (15) Moyenne par cluster de l'indice de Quételet ou Indice de masse corporelle (IMC) des femmes ayant eu des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête ; (16) Pourcentage de femmes par cluster au cours des cinq dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié – médecin, infirmière, sage-femme.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir de la base de données de l'enquête EDS 2000.

**Tableau A5.3 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de l'insuffisance pondérale des enfants de moins de 60 mois ; ménages gérés par les hommes – Gabon 2000**

Paramètres Variables	OLS <sup>1</sup>		Probit binaire <sup>2</sup>		Ef. Mg <sup>5</sup> .
	$\beta$	$t^{3,4}$	$\beta$	$t^{3,4}$	
Constante	12,9738	1,777**	-0,7696	-0,827	-0,1301
<b>Age de l'enfant en mois<sup>6</sup></b>					
7-24 mois	-6,7757	-5,182*	1,1140	8,171*	0,1883
25-48 mois	-8,6885	-6,696*	0,8330	6,054*	0,1489*
49-59 mois	-8,2890	-6,318*	0,6969	4,539	0,1178*
<b>Sexe de l'enfant<sup>7</sup></b>					
Garçon	0,5012	0,990	0,1591	2,639*	0,0269*
<b>Rang de naissance<sup>8</sup></b>					
2-3ème naissance	0,8684	1,057	0,2919	2,864*	0,0493
4ème naissance	-0,6080	-0,652	0,0686	0,512	0,0116
≥5ème naissance	0,2126	0,255	0,2146	1,969*	0,0362*
<b>Intervalle de naissance –naïss. Prec. (mois)</b>	0,0204	1,705**	-0,0042	-2,616*	-0,0007*
<b>Alphabétisation de la mère<sup>9</sup></b>	-1,1692	-1,199	-0,0703	-0,727	-0,0118
<b>Education de la mère<sup>10</sup></b>					
Primaire	0,4250	1,916**	-0,0361	-1,567	-0,0060
Secondaire	0,0022	0,016	-0,0605	-2,761*	-0,0102*
<b>Age de la mère lors de la naissance</b>					
Age	-0,8797	-1,397	0,0225	0,305	0,0038
Age <sup>2</sup> /100	2,7975	1,677**	-0,0979	-0,571	-0,0165
<b>Education mari/conjoint<sup>10</sup></b>					
Primaire	0,0375	0,287	-0,0114	-0,793	-0,0019
Secondaire	-0,0708	-0,868	0,0065	0,501	0,0010
<b>Stratification socio-économique<sup>11</sup></b>					
Intermédiaires	0,6304	1,080	0,0895	1,093	0,0151
Pauvres	2,3940	2,187*	0,1931	1,101	0,0326
<b>Présence du mari/conj.<sup>9</sup></b>	-0,5611	-0,935	-0,1214	-1,714**	-0,0205**
Taille du ménage (log)	0,0288	0,553	0,0036	0,571	0,0005
<b>Milieu de résidence<sup>12</sup></b>					
Autres villes	0,2355	0,246	0,1830	1,136	0,0309
Rural	-0,9246	-0,896	0,2482	1,410	0,0419
<b>Variables communautaires</b>					
<i>1. Enfants</i>					
Fièvre <sup>13</sup>	-0,0451	-2,666*	0,0017	0,775	0,0003
Toux <sup>13</sup>	0,0099	0,575	-0,0001	-0,065	-0,0000
Diarrhée <sup>13</sup>	0,0111	0,553	-0,0002	-0,097	-0,0000
Vaccination <sup>14</sup>	-0,0301	-1,727**	-0,0003	-1,509	-0,0005
<i>2. Femmes</i>					
Indice de Quételet <sup>15</sup>	0,0853	0,604	-0,0520	-2,774*	-0,0087*
Accouchement assisté <sup>16</sup>	-0,0279	-1,723	-0,0016	-0,752	-0,0002
Log vraisemblance	-	-	-	-1080,07	-
Chi-2 (sig)	-	-	-	211,99(0,000)	-
R <sup>2</sup> ajusté	0,046	-	-	-	-
F (sig)	6,96 (0,000)	-	-	-	-
N	3281	-	-	3281	-

(1) La variable dépendante est le Z-score de la valeur de l'indicateur –poids-pour-âge pour l'insuffisance pondérale –par rapport à la médiane de référence. Voir le texte pour la spécification de ce dernier ; (2) La variable dépendante est codée 1 si l'enfant de moins de 60 mois souffre de retard de croissance, et 0 dans le cas contraire ; (3) Probabilité « two tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le  $t$  est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur-type ; (4) Les erreurs-types tiennent compte de l'hétéroscédasticité – correction de White ; (5) Effets marginaux : dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne des caractéristiques ; (6) Base= 0-6 mois ; (7) Base=filles ; (8) Base=première naissance ; (9) Base=oui ; (10) Nombre d'années pour chaque niveau d'instruction « spline » ; (11) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composantes principales non linéaire ; base=riches ou ménages appartenant au tiers supérieur de la distribution de l'indice des actifs ; (12) Base=Libreville/Port-Gentil ; (13) Proportion par cluster des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête, qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (Fièvre) ; (iii) de la toux (Toux) ; (14) Proportion par cluster du même groupe d'enfants ayant été vaccinés -BCG, Polio et DTC0q ; (15) Moyenne par cluster de l'indice de Quételet ou Indice de masse corporelle (IMC) des femmes ayant eu des enfants, parmi ceux qui sont vivants et nés cinq ans avant l'enquête ; (16) Pourcentage de femmes par cluster au cours des cinq dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié –médecin, infirmière, sage-femme.

Note : \* = significatif à 5 pour cent au moins ; \*\* = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir de la base de données de l'enquête EDS 2000.

---

## RESUME

Le Gabon affiche, paradoxalement à son niveau de PIB par tête élevé, des indicateurs de santé pauvres. Fondée sur les données de l'enquête démographique et de santé du Gabon de 2000, la présente étude a pour objectif d'examiner la relation entre la pauvreté et la santé. *Premièrement*, l'étude montre que le niveau de mortalité des enfants est préoccupant, et que la pauvreté non monétaire en termes d'actifs est associée à cette mortalité. *Deuxièmement*, les niveaux de retard de croissance et d'insuffisance pondérale des enfants posent problème. A cet égard, on observe que le retard de croissance représente le premier problème nutritionnel. D'ailleurs, les analyses révèlent l'existence d'une relation claire entre la pauvreté non monétaire et le retard de croissance. Par contre, l'impact de la pauvreté non monétaire sur l'insuffisance pondérale dépend du modèle économétrique utilisé. *Troisièmement*, le test de Chow pour la mortalité et la malnutrition n'est pas significatif, montrant qu'une analyse économétrique de la relation entre la pauvreté et la santé selon de genre n'est pas justifiée. En d'autres termes, les ménages dirigés par une femme et ceux dirigés par un homme ne se comportent pas différemment en matière de soins de santé. *Quatrièmement*, l'analyse de l'inégalité socio-économique de la mortalité et celle de la malnutrition suggère quelques commentaires. Tout d'abord, cette inégalité est très forte. Ensuite, alors que l'inégalité de la mortalité est plus élevée en milieu rural, l'inégalité de la malnutrition est plus prononcée en milieu urbain. Enfin, les disparités de niveau de vie ont un rôle secondaire quant à l'explication du niveau de cette inégalité.

---

## Poverty, Health and Gender in Gabon

---

### ABSTRACT

Gabon displays, paradoxically to his high level of GDP per capita, poor health indicators. Based on the data of the Demographic and Health Survey of Gabon of 2000, the present study had as objective to examine the relation between poverty and health. *Firstly*, the study shows that the level of child mortality is worrying, and that the non-monetary poverty in terms of assets is associated with this mortality. *Secondly*, the levels of child stunting and underweight are problems. In this respect, one observes that stunting represents the first nutritional problem. Moreover, the analyses reveal the existence of a net relationship between non monetary poverty and malnutrition in terms of stunting. On the other hand; the impact of non monetary poverty on the malnutrition in terms of underweight depends on the econometric model used. *Thirdly*, the chow test for mortality and malnutrition are not significant, showing that an econometric analysis of the relation between poverty and health by gender is not justified. In other words, households headed by a woman and those headed by a man not behave differently as regards health care. *Fourthly*, the study of the socioeconomic inequality of mortality and those of malnutrition suggests some comments. First of all, this inequality is very strong. Then, while the inequality in mortality is stronger in rural area, the inequality in malnutrition is more pronounced in cities. Lastly, the welfare disparities of the households have a secondary role as for the explanation of the level of this inequality.

---

**MOTS-CLES:** pauvreté; actifs ; mortalité infant-juvénile ; mortalité infantile ; retard de croissance ; insuffisance pondérale ; genre ; inégalité de santé ; décomposition de régression ; Gabon.

---

**KEYWORDS :** Poverty; assets ; child mortality ; infant mortality ; stunting ; underweight ; gender, health inequality ; regression-based decomposition; Gabon.

---

Laboratoire d'Analyse et de Recherche Economique - Economie et finance internationale  
Université Montesquieu - Bordeaux IV  
Bâtiment Recherche Economie - 1er étage  
Avenue Léon Duguit 33 608 Pessac (France) – tel : 0556848539 – fax : 0556848534  
[larefi@u-bordeaux4.fr](mailto:larefi@u-bordeaux4.fr) - <http://lare-efi.u-bordeaux4.fr>