

# ENFANTS D'AUJOURD'HUI DIVERSITÉ DES CONTEXTES PLURALITÉ DES PARCOURS

*Colloque international de Dakar  
(Sénégal, 10-13 décembre 2002)*



*Numéro 11*

**ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE  
AIDELF**

# Situation familiale, séparation de la mère et de l'enfant : une influence sur les risques de décéder ? Le cas de Mlomp (Sénégal)

Géraldine DUTHÉ, Catherine ENEL, Gilles PISON

INED, Paris, France

Cette étude s'inscrit dans le courant socioculturel des théories de la mortalité, qui cherche à dégager le rôle des facteurs culturels et sociaux (éducation des parents, structure familiale, statut de la femme, ethnie...), sans nier l'importance du contexte sanitaire et économique, sur le niveau général de la mortalité. Contrairement au rôle de l'instruction de la mère, peu d'études ont été menées sur le lien qui pourrait exister entre les différentes situations familiales et la mortalité des enfants (Tabutin, 1999). Il est pourtant fort probable que la situation familiale des enfants influe sur leur état de santé et leur mortalité. Cette influence semble particulièrement importante à étudier surtout quand on connaît l'ampleur du phénomène du confiage en Afrique subsaharienne (Lallemand, 1993 ; Vandermeersch, 2000). Ainsi, un enfant confié chez une grand-mère, une tante ou tout autre parent, et donc séparé de sa mère pour diverses raisons (divorce, veuvage, migration...) pourrait connaître un risque de mourir plus élevé qu'un enfant qui vit avec sa mère. De même, un enfant orphelin aurait également un risque plus élevé qu'un autre qui a encore sa mère. Le fait de naître de parents non mariés (Le Grand *et al.*, 1997) ou l'appartenance ethnique (Brocherhoff *et al.*, 2000; Akoto, Tabutin, 1989) pourrait également exposer les enfants à des risques différents en matière de mortalité. Il reste effectivement difficile non seulement de vérifier l'existence d'un effet mais aussi de le mesurer, surtout en milieu rural africain.

Les changements démographiques et sanitaires en cours dans les pays du Sud sont délicats à étudier en raison du manque d'état civil exhaustif et de séries statistiques à la fois précises, fiables et de longue durée. Aussi, depuis 1985, une enquête démographique à petite échelle permettant d'obtenir des données fines couvrant une longue période est menée en Basse-Casamance au Sénégal, dans un observatoire de population et de santé<sup>1</sup> situé à Mlomp, dans la région de Ziguinchor. Les informations qui y sont recueillies depuis plus d'une quinzaine d'années maintenant offrent notamment la possibilité de mesurer l'effet des différentes situations familiales sur la mortalité des enfants.

Dans cette communication, nous présenterons d'abord l'observatoire de Mlomp, puis les principales caractéristiques de la situation familiale des enfants. Ensuite, nous décrirons la mortalité qui touche les enfants à Mlomp, les niveaux et leurs tendances, ainsi que les principales causes de décès dont ils sont victimes. Enfin, nous analyserons les différences de risque de décéder, pour les enfants, en fonction de leur situation familiale, à la naissance d'une part, par le biais des caractéristiques telles que le sexe, le lieu d'origine de l'enfant, l'âge et la situation matrimoniale de la mère à la naissance ; au cours du temps d'autre part, par la possible sortie d'observation de la mère alors que l'enfant fait toujours partie de la population de Mlomp.

---

<sup>1</sup> Pour une description détaillée de l'observatoire, voir Pison *et al.*, 2001.

## 1. L'observatoire de population et de santé de Mlomp

### 1.1 La méthode d'enquête

Depuis le recensement initial effectué entre mai 1984 et avril 1985, la population de Mlomp fait l'objet d'enquêtes à passages répétés à périodicité annuelle. Lors de chacun de ces passages, on relève les événements démographiques (naissances, décès, unions, ruptures d'union et migrations) survenus depuis la visite annuelle précédente. Chaque décès donne lieu à un questionnaire post-mortem ou « autopsie verbale », méthode qui consiste à recueillir des informations sur les circonstances du décès en interrogeant les apparentés ou des personnes proches du défunt. Les causes de décès sont déterminées par un médecin qui dispose également d'informations médicales provenant du dispensaire et de la maternité du village. En outre, diverses enquêtes complémentaires plus anthropologiques ou épidémiologiques sont menées parallèlement.

### 1.2 La population, l'habitat et les infrastructures

Les 11 quartiers constituant l'agglomération de Mlomp, située dans une zone rurale de mangrove et de savane guinéenne, sont regroupés dans une partie boisée ceinte de rizières. Au 1<sup>er</sup> janvier 2000, l'effectif de la population atteint 7 591 personnes, les ménages<sup>2</sup> sont composés de 6,3 personnes en moyenne, regroupant souvent plusieurs générations. Principalement d'ethnie joola<sup>3</sup>, les habitants sont majoritairement de religion animiste, beaucoup se déclarent aussi catholiques et quelques-uns musulmans. La plupart des maisons sont construites en pisé et couvertes de paille ou de tôle ondulée ; peu d'entre elles sont équipées de latrines. L'eau potable vient des puits et les habitants ne disposent ni de l'électricité ni du téléphone.

En 1961, un dispensaire a été créé par des infirmières religieuses catholiques françaises ; il est actuellement équipé d'une salle de consultations et de soins, d'un petit laboratoire, d'une pharmacie et de 7 lits d'hospitalisation. D'importants programmes de santé y ont été mis en place au fil du temps. Depuis sa création en 1968, la quasi-totalité des femmes accouchent à la maternité villageoise et depuis 1983, elles y vont aussi en consultation prénatale.

L'infrastructure scolaire, qui existe depuis 1949, est aujourd'hui assez bien développée : en 2000, parmi les femmes âgées de 15 à 49 ans, 55% ont fréquenté l'école pendant au moins une année ; cette proportion atteint 79% chez les jeunes femmes âgées de 15 à 19 ans (Pison *et al.*, 2001).

### 1.3 La fréquence des mouvements migratoires

Le climat de la région de Mlomp est caractérisé par l'alternance de deux saisons : une saison des pluies, de juin à octobre, et une saison sèche, de novembre à mai. Il permet une riziculture qui ne suffit pas à nourrir la population. Celle-ci, ne pratiquant pas de culture rentière, est contrainte à la migration saisonnière pour travailler et gagner de l'argent.

Pour illustrer l'importance des mouvements migratoires à Mlomp, nous avons distingué les migrants saisonniers des résidents permanents<sup>4</sup> au 1<sup>er</sup> janvier 2000 (figure 1). À cette date, plus de 70% des jeunes femmes âgées de 20 à 25 ans sont absentes, pour la plupart en migration de travail. Souvent, dans cette population, les jeunes femmes encore célibataires se rendent dans

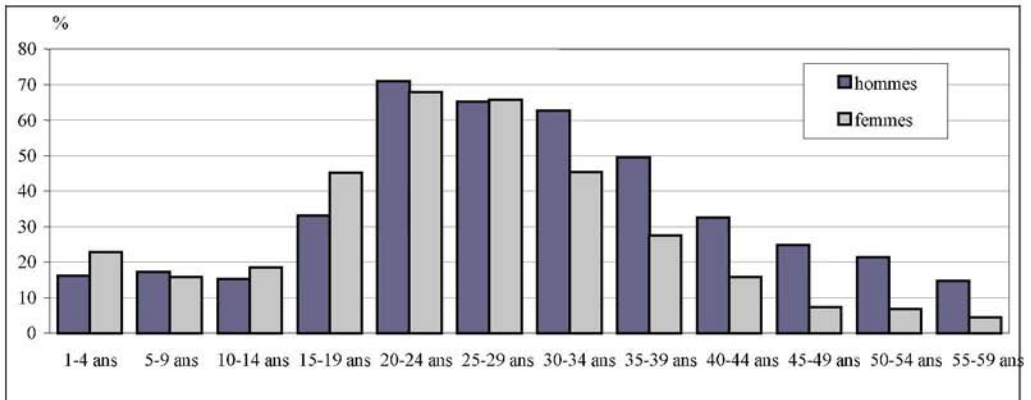
<sup>2</sup> Définis ici comme « un groupe de une ou plusieurs personnes apparentées ou non qui vivent dans le même logement, une de ces personnes étant reconnue comme chef de ménage » (Pilon, 1996).

<sup>3</sup> Au Sénégal, les Joola (ou « diola ») ne représentent que 5% de la population, les principaux groupes ethniques étant les Wolof (43 %), les Peuls (24 %) et les Serere (15 %) (*Soweta.*, 2000).

<sup>4</sup> Nous distinguons les résidents permanents, qui habitent Mlomp toute l'année, des migrants saisonniers, absents pendant la saison sèche mais généralement présents à la saison des pluies, période de forte activité rizicole.

les capitales, à Dakar au Sénégal ou à Banjul en Gambie, travailler comme « bonnes » pendant plus de 6 mois chaque année. La proportion d'hommes migrants saisonniers reste élevée jusqu'à 40 ans : généralement, ils partent récolter le vin de palme ou pratiquer la pêche, les plus jeunes travaillent dans l'artisanat (menuiserie, mécanique...) ou font des études. Cette distribution révèle également d'importants mouvements migratoires concernant les enfants : près de 20% des enfants âgés de 1 à 15 ans sont absents au début de l'année 2000, soit parce qu'ils sont partis avec leur mère pour les plus petits, soit parce qu'ils sont en migration saisonnière ou scolarisés en milieu urbain pour les plus grands.

FIGURE 1 : PROPORTION DE MIGRANTS SAISONNIERS PAR SEXE ET PAR GROUPE D'ÂGE AU 1ER JANVIER 2000



#### 1.4 Une nuptialité plus tardive que la fécondité: beaucoup de naissances avant mariage

Le mariage est monogame et reste endogamique au sein de l'ethnie joola. Cependant, depuis la fin des années 1930, l'âge moyen au premier mariage a considérablement augmenté jusqu'à la fin des années 1990, passant de 19 à 28 ans pour les femmes et de 28 à 36 ans pour les hommes. Ce recul de l'âge au mariage ne signifie pas pour autant recul de l'âge au premier rapport sexuel qui se maintient autour de 19 ans en moyenne chez les femmes, et qui a même beaucoup diminué chez les hommes, passant de près de 30 ans pour les anciennes générations à 18 ans pour les plus jeunes (Pison *et al.*, 2001).

De 5,9 enfants par femme en 1985-1989, l'indice de fécondité a sensiblement baissé jusqu'à 3,6 enfants par femme en 1995-1999 (Pison *et al.*, 2001). Ce chiffre est bien inférieur à la moyenne nationale estimée à 5,2 enfants par femme en 1999 (Sow *et al.*, 2000). Une enquête sur la fécondité réalisée en 2000 montre que la pratique de la contraception (préservatif, pilule, abstinence périodique, stérilisation) varie selon l'âge : 34% des femmes de moins de 30 ans en union ont déclaré y avoir recours, contre 16% des femmes de 30 à 49 ans (Pison *et al.*, 2001).

Durant la période 1985-1999, alors que l'âge moyen au premier mariage est de 26,5 ans, les femmes de Mlomp accouchent en moyenne à 29 ans et l'âge moyen à la première naissance vivante est de 23 ans. Ainsi, beaucoup d'enfants à Mlomp naissent de mère célibataire : concernant les accouchements survenus chez les femmes membres de la population de droit au cours de cette même période, 83% des enfants de rang 1 sont nés de mère célibataire ; c'est encore le cas de 63% des enfants de rang 2 et de 36% des enfants de rang 3 (Pison *et al.*, 2001).

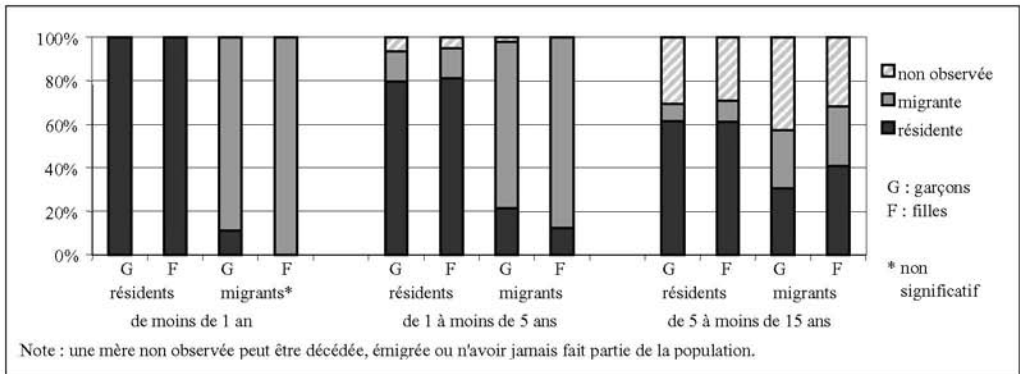
En effet, depuis une vingtaine d'années, la société joola se montre de plus en plus tolérante à l'égard des naissances avant mariage. De plus, il n'y a en général aucune pression parentale sur la femme pour qu'elle épouse le père d'un enfant né avant mariage, surtout s'il

n'est pas Joola. Les mères célibataires ne sont cependant pas encore autorisées à vivre en couple au village.

### 1.5 Les différentes situations familiales des enfants: la séparation de fait avec la mère

Entre 1985 et 1999, 55% des déménagements dans Mlomp d'enfants âgés de 1 à 15 ans dont la cause est renseignée sont dus au confiage. En outre, 32% des enfants qui viennent habiter à Mlomp sont confiés dans un des ménages de l'agglomération. Le confiage est donc pratique courante à Mlomp et beaucoup d'enfants vivent séparés de leur mère, de façon prolongée ou épisodique.

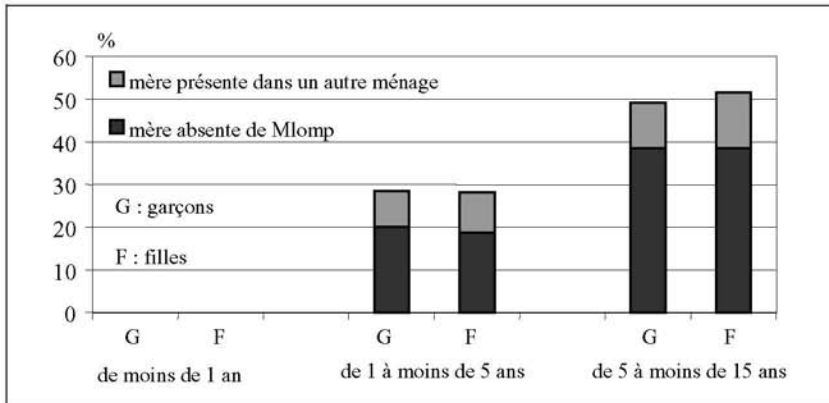
FIGURE 2 : STATUT RÉSIDENTIEL DE LA MÈRE SELON CELUI DE L'ENFANT AU 01/01/2000, PAR SEXE ET GROUPE D'ÂGES DE L'ENFANT



En effet, la répartition des enfants selon leur statut résidentiel et celui de leur mère au 1<sup>er</sup> janvier 2000 montre la proportion importante d'enfants qui vivent à Mlomp sans leur mère (figure 2). Tous les enfants de moins de 1 an sont présents avec leur mère. Mais la proportion d'enfants séparés de leur mère augmente avec l'âge. Ainsi, entre 1 et 5 ans, près de 20% des enfants résidant à Mlomp ont une mère absente en migration saisonnière ou qui ne fait pas partie de la population (décès, émigration prolongée ou jamais présente), et cette proportion atteint 40% des enfants ayant entre 5 et 15 ans, quel que soit le sexe de l'enfant. La proportion non négligeable de mères résidentes à Mlomp alors que l'enfant est migrant montre aussi que les enfants peuvent migrer sans leur mère : c'est le cas de près de 15% des enfants migrants ayant entre 1 et 5 ans (22% des garçons et 13% des filles) et de 36% de ceux âgés de 5 à 15 ans (31% des garçons et 41% des filles). Alors qu'aux jeunes âges, on constate une proportion de garçons migrants sans leur mère plus importante, pour la classe d'âges supérieure, la proportion de mères non observées ne permet pas de conclure sur une éventuelle différence selon le sexe quant à la séparation entre la mère et son enfant.

En outre, le fait que l'enfant et sa mère soient résidents au même moment à Mlomp ne signifie pas pour autant qu'ils vivent sous le même toit. Nous pouvons effectivement observer que nombre d'enfants et de mères résidant à Mlomp ne sont pas domiciliés dans le même ménage, ni dans le même quartier, ce qui est le cas de 20% des enfants âgés de 1 à 15 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2000. Parmi les enfants présents à cette date, ce sont ainsi près de 30% des enfants âgés entre 1 an et 5 ans pour qui la mère est absente ou dans un autre ménage, et cette proportion atteint 50% pour les filles et les garçons ayant entre 5 et 15 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2000.

FIGURE 3 : PROPORTION D'ENFANTS RÉSIDANT SANS LEUR MÈRE AU 01/01/2000, PAR SEXE ET GROUPE D'ÂGES DE L'ENFANT



Sauf en cas de décès, un enfant n'est jamais séparé de sa mère avant le sevrage. À l'âge de 19/20 mois, un enfant sur deux n'est pas encore sevré (Pison *et al.*, 2001). Par la suite, l'enfant peut être séparé de sa mère pour diverses raisons. Les principales causes sont l'évolution de la situation matrimoniale de la mère, ses éventuelles migrations, ainsi que l'origine du père (de Mlomp ou non), son ethnie (Joola ou non) ou son décès.

En effet, nous venons de voir que beaucoup d'enfants naissent de mère célibataire. Si le père de l'enfant n'est pas Joola ou originaire de Mlomp, une mère célibataire en migration confiera généralement son enfant à sa famille mais il se peut également que le père récupère l'enfant qui quittera alors Mlomp. Si la mère épouse ultérieurement le père de son enfant, dans la plupart des cas, les jeunes époux s'installeront dans leur nouveau ménage avec leur enfant. Mais si la mère épouse un autre homme que le père de son enfant, celui-ci restera souvent confié chez une grand-mère ou une tante, paternelle ou maternelle, le choix dépendant, entre autre, de l'origine et de l'appartenance ethnique du père de l'enfant. Dans le cas où le père est Joola et originaire de Mlomp, l'enfant peut être récupéré par la famille paternelle, surtout si c'est un garçon, car il est héritier de droit. En cas de divorce, la femme quitte généralement le village et n'emmène avec elle que les enfants non sevrés ou en bas âge. En cas de décès du père, si la mère choisit de ne pas rester dans la maison de son mari défunt, l'enfant sevré peut être retenu par la famille paternelle et séparé de sa mère.

Enfin, certains enfants résident à Mlomp bien qu'ils n'en soient pas originaires : ce sont généralement des enfants pris en charge par un tuteur car scolarisés dans une des écoles de l'agglomération.

Les enfants de la population de Mlomp font donc l'expérience d'une diversité de situations familiales. Celles-ci peuvent-elles engendrer des différences en matière de conditions de vie et de recours aux soins et donc avoir des conséquences sur leur état de santé ? Par exemple, confier des enfants à des femmes plus âgées comme leurs grands-mères peut représenter un risque de décès plus élevé pour les enfants. Ces femmes sont souvent plus ancrées dans la tradition de recours à la pharmacopée locale et moins réceptives aux messages sanitaires largement diffusés par le dispensaire, surtout par rapport aux femmes qui y mènent leurs enfants pour les séances de pesée et de vaccination. L'économie de ces femmes âgées, surtout si elles sont veuves et chefs de ménage, est basée essentiellement sur le troc du riz, si bien qu'elles rencontrent de grandes difficultés à obtenir l'argent nécessaire aux soins donnés au dispensaire. Or, le niveau socioéconomique des familles peut aussi avoir un effet sur la mortalité des enfants (Walstaff, 2000).

Pour étudier le lien que nous supposons entre la situation familiale et le risque de décéder des enfants, il est au préalable nécessaire de présenter le niveau de la mortalité qui touche les enfants à Mlomp, ses récentes évolutions, ainsi que les causes de décès. Celles-ci nous permettront de montrer l'importance d'une mortalité sur laquelle on peut agir, et donc d'insister sur l'attention dont les enfants doivent être entourés.

## 2. Les différentiels de mortalité selon la situation familiale des enfants

### 2.1 l'évolution de la mortalité et des causes de décès avant l'âge de 15 ans

À Mlomp, pour l'ensemble de la période 1985-1999, l'espérance de vie à la naissance atteint 56,9 ans pour les hommes et 65,5 ans pour les femmes (soit près de 61 ans, sexes confondus). Ces vies moyennes sont plus élevées que pour l'ensemble du Sénégal où elles sont estimées en 1995-2000 respectivement à 50,5 ans et 54,2 ans (Nations Unies, 2001). Ce niveau tient à une mortalité avant l'âge de 5 ans relativement « faible ». En effet, dès l'implantation du dispensaire dans les années 1960, la majorité des enfants ont été engagés dans des programmes de suivi de la croissance, de vaccination (variole, BCG, rougeole, fièvre jaune, DTCP) et de lutte contre le paludisme. Les décès dus aux maladies évitables par la vaccination sont donc devenus rares (Pison *et al.*, 1993). Sur les 332 décès d'enfants de moins de 15 ans recensés entre 1985 et 1999, seuls ont été diagnostiqués 1 décès par tétanos, 2 par rougeole et 2 par coqueluche. De plus, le fait que les femmes de Mlomp accouchent en maternité a permis de réduire la mortalité maternelle et néonatale (Pison *et al.*, 2000). Ainsi, la mortalité aux jeunes âges a beaucoup reculé, le quotient de mortalité juvéno-infantile (5q0), proche de 400‰ de 1930 à 1965, est descendu à 108‰ sur la période 1985-1999. Comparativement, il est estimé à 165‰ en milieu rural sénégalais sur la période 1987-1996 (Ndiaye *et al.*, 1997). De 5 à 15 ans, le risque de décéder (10q5) atteint 22,5‰ sur la période 1985-1999.

Malgré ces progrès, on observe au début des années 1990 une hausse du niveau de mortalité des enfants de moins de 15 ans, concernant surtout les filles âgées de 1 à 5 ans dont le risque de décéder en 1990-1994 est 3 fois plus élevé qu'en 1985-1989 (76,9‰ contre 26,4‰). Les fonctions de survie<sup>5</sup> calculées sur 3 périodes quinquennales successives (de 1985 à 1999) montrent une légère amélioration au cours de la troisième période par rapport à la deuxième, mais le niveau est toujours en deçà de celui des années 1980 (figure 4).

Un des grands intérêts de l'étude de la mortalité par cause de décès est de pouvoir identifier les causes sur lesquelles il est possible d'agir. C'est la différence entre la mortalité dite « évitable » et celle « inévitable ». Ainsi, ce concept a été utilisé par Bourgeois-Pichat (1952) qui distingue les décès de cause endogène (relevant d'une usure de l'organisme) de ceux de cause exogène (maladies infectieuses, maladies respiratoires et accidents) qu'il serait possible d'éliminer (Meslé, 1996).

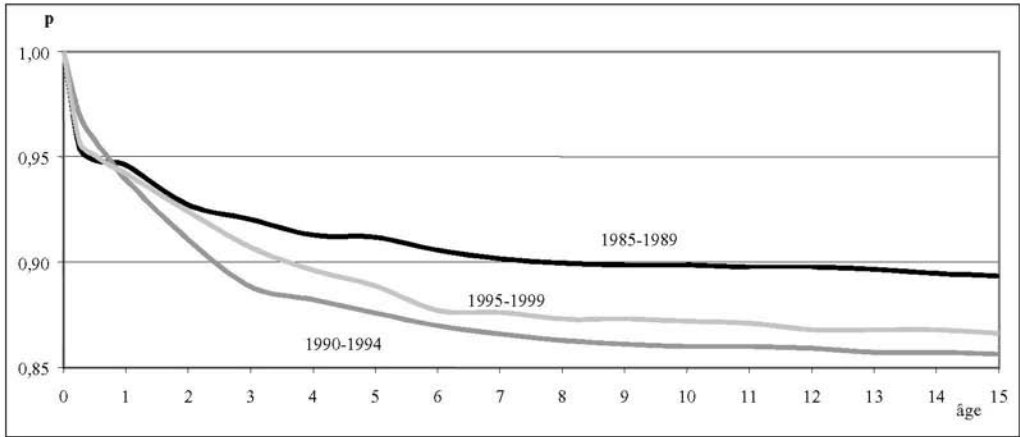
À Mlomp, l'analyse des causes de décès par la méthode de l'autopsie verbale permet de mettre en évidence les grandes tendances et les principales causes de décès (Desgrées du Loû *et al.*, 1996). Pour les enfants âgés de 1 mois à 5 ans, les principales causes de décès étaient encore, à la fin des années 1980, les infections intestinales et respiratoires (Pison *et al.*, 1993). Le paludisme a accusé une remontée au début des années 1990, due à l'apparition de la résistance à la chloroquine. Actuellement, les maladies infectieuses et parasitaires (infections intestinales ou « diarrhées » et paludisme) restent les principales causes de décès (48% de la mortalité) des

<sup>5</sup> Les fonctions de survie (ainsi que les risques de décéder) ont été estimées par la méthode Kaplan-Meier qui permet de distinguer les individus entrant en observation suite à la naissance ou à une immigration, ainsi que ceux qui sortent par décès ou émigration. Cette estimation a été réalisée avec le logiciel Stata dont les dernières versions permettent la prise en compte d'éventuelles interruptions (exclusion puis inclusion d'un même individu).



enfants âgés de 1 mois à 5 ans. Or, la plupart de ces maladies sont évitables par une amélioration de l'hygiène et une intervention rapide dès l'apparition des premiers symptômes.

FIGURE 4 : FONCTIONS DE SURVIE DE 0 À 15 ANS PAR PÉRIODE



La mortalité exogène contribue également au niveau de mortalité des enfants âgés de 5 à 15 ans. En effet, près d'un quart des 61 décès survenus de 1985 à 1999 au sein de ce groupe d'âges est dû aux maladies infectieuses et parasitaires (et pour moitié au paludisme). Les « causes extérieures de traumatismes et empoisonnements » telles que les accidents, les chutes et les intoxications concernent 1 décès sur 5 et jouent aussi un rôle important.

Ces informations laissent à penser que les enfants qui décèdent n'ont peut-être pas toujours été entourés de l'attention nécessaire et que les soins apportés à l'enfant malade peuvent varier en fonction notamment de sa place dans le ménage où il est domicilié. Ainsi, dans la partie suivante, nous nous intéressons à l'analyse des risques de décéder des enfants selon les différentes situations familiales dont ils font l'expérience. Pour cela, nous étudierons le lien entre la mortalité des enfants selon leur situation familiale, en premier lieu au moment de la naissance puis en fonction d'une éventuelle séparation entre la mère et son enfant.

## 2.2 L'analyse biographique et le modèle semi-paramétrique de Cox

Les personnes qui font partie de la population observée de Mlomp sont soit celles qui étaient présentes au moment du recensement initial, soit celles qui sont nées durant la période observée, ou bien encore celles qui ont immigré. La sortie d'observation d'un individu est provoquée soit, de façon immédiate par son décès, soit de manière différée après une émigration, définie comme étant une absence prolongée et continue couvrant deux années civiles. Aussi, les modèles de durée élaborés pour l'analyse biographique permettent de prendre en compte la dimension du temps dans l'analyse causale. Ils nous permettent ainsi de traiter des données interrompues ou tronquées. En effet, lors du suivi d'une population, tous les individus ne sont pas observés de façon continue. Selon le cas le plus simple, un individu naît et décède sans qu'il ait jamais échappé à l'observation. Dans notre modèle, différents types de troncatures et d'interruption coexistent : on parle d'une troncature « à gauche » lorsqu'un individu entre en observation après l'exposition au risque de décéder donc après sa naissance, à la suite d'une immigration ; d'une troncature « à droite » lorsqu'un individu sort de l'observation avant la fin de l'exposition au risque - ici le décès - par émigration ; d'une interruption de l'observation lorsqu'un individu qui avait été exclu de la population (suite à une émigration) y rentre de nouveau (suite à une immigration). Adopter une approche biographique permet de considérer

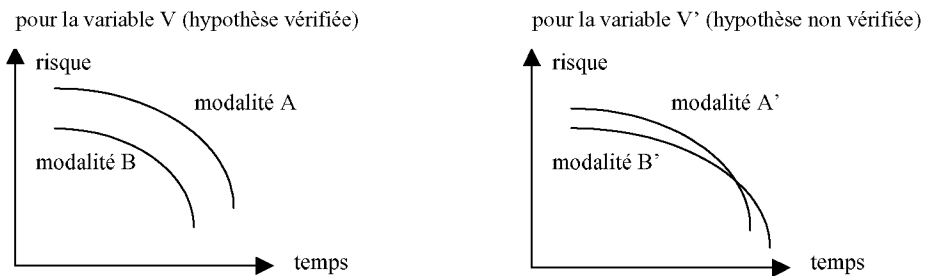


tous les individus quel que soit le type de suivi d'observation dont ils ont fait l'objet (observation continue, tronquée à gauche ou à droite, ou interrompue).

Le modèle de Cox (Cox et Oakes, 1984) permet une analyse d'un événement unique en introduisant la dynamique dans la régression. Ce modèle mesure la différence entre un état et un autre sur le risque instantané (ou « hasard ») pour un individu de connaître l'événement considéré. Sans chercher à paramétrer le niveau des risques de connaître l'événement considéré en fonction des caractéristiques individuelles, ce modèle mesure la variation sur ce risque que peut entraîner la variation de ces caractéristiques individuelles, c'est donc un modèle semi-paramétrique. L'événement que nous étudions ici est le décès. Le modèle de Cox permet donc d'estimer l'effet sur le risque de décéder de variables explicatives telles que les caractéristiques individuelles qui peuvent être fixes ou se modifier dans le temps.

Ce modèle repose sur l'hypothèse des « risques proportionnels » : il mesure la variation du risque d'un état à un autre, et cette variation est supposée constante dans le temps. Il faut s'assurer lorsque l'on utilise ce modèle, que l'hypothèse des risques proportionnels est bien vérifiée. Un test statistique<sup>6</sup> permet de valider ou non cette hypothèse de façon globale et pour chaque variable explicative introduite (schéma 1).

SCHÉMA 1 : L'HYPOTHÈSE DES RISQUES PROPORTIONNELS



### 2.3 Situation familiale de l'enfant à sa naissance: des effets différenciés sur le risque de décéder selon le sexe

Pour définir ce modèle, différentes variables pouvant répondre à notre questionnement ont été introduites. Certaines variables telles que le rang de naissance ou l'âge du père à la naissance n'ont pas été conservées soit parce que les résultats ne sont pas significatifs, soit parce que ces informations sont manquantes pour beaucoup d'enfants. C'est le cas notamment d'enfants qui ne sont pas nés à Mlomp et qui y ont migré sans leurs parents, non originaires de Mlomp. Les informations concernant les parents de ces derniers sont alors plus succinctes. Les variables finalement retenues sont : le sexe de l'enfant ; l'origine de l'enfant (s'il est de Mlomp ou non<sup>7</sup>) ; l'âge de la mère à la naissance (moins de 25 ans, de 25 à moins de 35 ans, 35 ans et plus) et la situation matrimoniale de la mère à la naissance (célibataire, mariée). L'étude portant sur une population rurale à niveau local sur une période de 15 ans, nous supposons une homogénéité des caractéristiques socio-démographiques des individus (niveau d'instruction, niveau de vie, activité...).

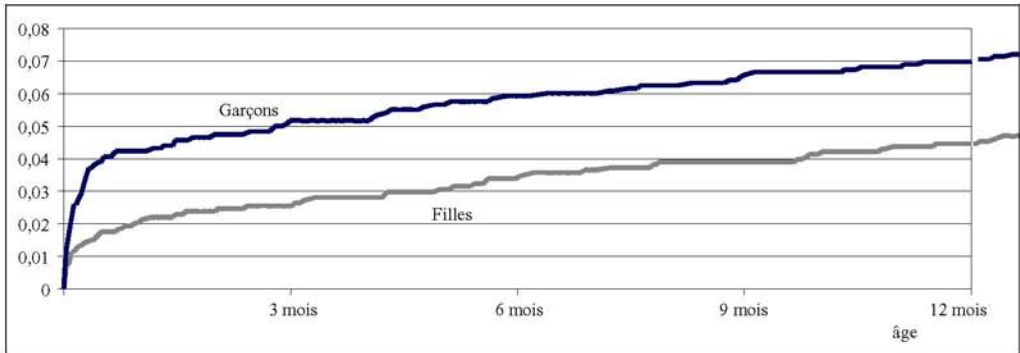
<sup>6</sup> Test de proportionnalité des risques basé sur la distribution des résidus de Schoenfeld.

<sup>7</sup> L'origine est définie selon le lieu de naissance déclaré des individus, qui peut être différent du lieu d'accouchement de la mère. Par exemple, un enfant peut être de Mlomp bien que sa mère ait accouché hors de Mlomp si celle-ci a quitté Mlomp seulement pour accoucher à l'hôpital.

La population étudiée est constituée de tous les individus qui ont été observés au moins un moment entre 0 et 15 ans, à l'exclusion de ceux pour lesquels les caractéristiques considérées n'étaient pas renseignées, ce qui fait porter l'analyse sur 4 620 filles et garçons.

Aux très jeunes âges de la vie, les garçons et les filles ont des risques qui évoluent différemment (figure 5) : la mortalité néonatale est largement plus élevée chez les petits garçons que chez les petites filles, alors que la surmortalité masculine se réduit dans la période post-néonatale, le risque de décéder jusqu'au 28<sup>ème</sup> jour des garçons atteignant 42,3% alors que pour les filles, ce quotient est estimé à 19,4%. Ce risque néonatal plus élevé pour les garçons explique une grande partie de la surmortalité masculine.

FIGURE 5 : RISQUES CUMULÉS DE DÉCÉDER AVANT 1 AN PAR SEXE, 1985-1999



L'hypothèse de proportionnalité testée sur le modèle de Cox réalisé n'est pas respectée pour la variable sexe. Deux modèles distincts selon le sexe ont donc été réalisés (tableau 1 ; figure 6). Un âge plus élevé de la mère à la naissance accroît, que ce soit chez les garçons ou chez les filles, le risque de décéder des enfants. Celui-ci serait respectivement 1,6 et 1,9 fois plus élevé quand les femmes ont eu leur enfant à partir de 35 ans que lorsqu'elles l'ont eu entre 25 et 35 ans, toutes choses égales par ailleurs (origine de l'enfant et situation matrimoniale de la mère). L'effet des autres facteurs ne joue pas de la même façon pour les filles et pour les garçons. Pour un garçon, avoir une mère qui était célibataire au moment de sa naissance fait augmenter de façon significative le risque de décéder, 1,8 fois supérieur à celui des garçons dont la mère était mariée, sous contrôle de l'effet des autres variables. Pour les filles, cette augmentation n'est pas significative. Par contre, le fait de ne pas être originaire de Mlomp accroît leur risque avec un ratio de 1,7. Aussi, on peut penser que les migrations des enfants ne se passent pas dans les mêmes conditions pour les garçons et pour les filles, pour qui elles auraient des conséquences plus néfastes.

Les deux facteurs identifiés ici, l'âge de la mère et son statut matrimonial à la naissance de l'enfant, jouent en pratique simultanément et en sens opposé : ainsi les enfants naissant de mère célibataire sont exposés à un risque de mourir plus élevé que ceux naissant de mère mariée, mais leur mère est souvent plus jeune, ce qui réduit à l'inverse leur risque de décéder par rapport aux enfants de mères plus âgées. Si l'on ne tient pas compte de la situation matrimoniale dans le modèle, le risque de décéder reste accru pour les enfants ayant une mère jeune (sous le contrôle de l'origine). À l'inverse, le fait de ne pas tenir compte de l'âge de la mère à la naissance ne modifie pas le fait que le risque soit plus élevé pour les garçons dont la mère est célibataire. C'est donc que la situation matrimoniale de la mère à la naissance a une influence plus forte sur le risque de décéder de son enfant que son jeune âge.

TABLEAU 1 : EFFET DE LA SITUATION DE L'ENFANT À LA NAISSANCE SUR LE RISQUE DE DÉCÉDER AVANT L'ÂGE DE 15 ANS (MODÈLES DE COX, 1985-1999)

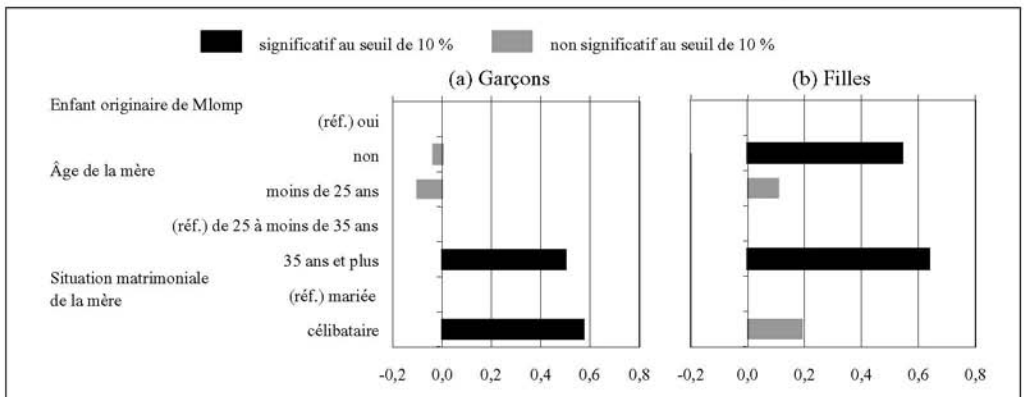
Situation de l'enfant	Garçons			Filles			
	risk-ratio	Coef.	probabilité	risk-ratio	Coef.	probabilité	
Originaire de Mlomp oui (réf.)	1,0000	0,0000	-	1,0000	0,0000	-	
	0,9647	- 0,0359	0,9200	1,7198	0,5422	0,084	
Âge de la mère à la naissance	moins de 25 ans	0,9009	- 0,1043	0,663	1,1142	0,1082	0,713
	de 25 à moins de 35 ans (réf.)	1,0000	0,0000	-	1,0000	0,0000	-
	35 ans et plus	1,6484	0,4998	0,019	1,8890	0,6360	0,009
Situation matrimoniale de la mère à la naissance	mariée (réf.)	1,0000	0,0000	-	1,0000	0,0000	-
	célibataire	1,7701	0,5710	0,015	1,2101(i)	0,1907	0,500

## Détails des modèles

nombre de personnes observées	2257	2363
nombre de passages observés	2336	2434
nombre de décès observés	130	96
maximum de vraisemblance	-884,50919	-658,25612
Wald Chi2(6)	9,21	9,06
probabilité > chi2	0,0562	0,0595
Test global sur l'hypothèse de proportionnalité	86,21 %	44,08 %

(i) ne répond pas à l'hypothèse des risques proportionnels

FIGURE 6 : EFFET DE LA SITUATION DE L'ENFANT À LA NAISSANCE SUR LE RISQUE DE DÉCÉDER AVANT L'ÂGE DE 15 ANS (MODÈLES DE COX, 1985-1999)

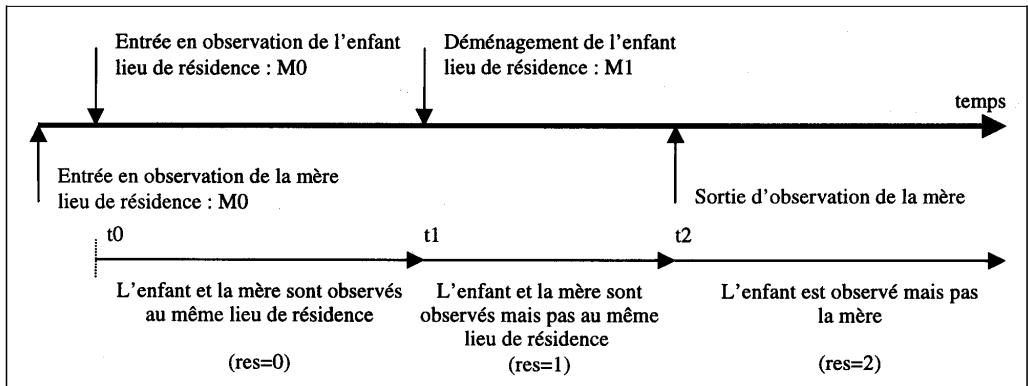


## 2.4 L'introduction d'une variable dynamique : la communauté de résidence de la mère et de l'enfant

Pour étudier l'influence que peut avoir la situation familiale d'un enfant après sa naissance sur son risque de décéder, il faut résoudre le problème du temps d'exposition selon les différentes situations dans lesquelles il peut se trouver. Or, l'utilisation d'un modèle de durée permet d'introduire une variable dynamique qui peut prendre différentes valeurs dans le temps pour un même individu. Dans la première partie, nous avons vu que beaucoup d'enfants

vivaient à Mlomp en l'absence de leur mère, et nous avons supposé que cela pouvait jouer sur leur état de santé et donc sur les risques de décéder. Aussi, nous nous sommes intéressés à l'observation simultanée dans le temps de la mère et de l'enfant à laquelle nous avons ajouté la communauté de lieu de résidence (définie par rapport au ménage d'appartenance de chacun). Nous avons ainsi créé une variable dynamique qui caractérise l'enfant selon la situation de la mère : si elle est également observée, et si elle l'est, si son ménage d'appartenance est identique à celui de son enfant (schéma 2).

SCHÉMA 2 : EXEMPLE DE CONSTRUCTION DE LA VARIABLE « RES » :  
COMMUNAUTÉ DE LIEU DE RÉSIDENCE



Les événements considérés pour construire cette variable dynamique sont donc : l'observation de la mère, celle de l'enfant, ainsi que leurs lieux de résidence successifs (ménage d'appartenance de l'enfant et de la mère au moment de l'entrée en observation puis leurs éventuels déménagements respectifs). Cependant, cette variable ne permet pas de savoir si la mère a été séparée de son enfant dans le courant de l'année (les migrations saisonnières ne sont pas ici considérées comme des sorties d'observation) ou si la mère est décédée<sup>8</sup>. Bien que cette variable ne reflète pas exactement les situations de séparations concrètes et effectives, le fait d'avoir une mère non observée signifie qu'elle n'a plus de lien avec le village alors que son enfant continue d'en avoir, cela implique donc forcément une séparation de la mère et de son enfant, même si celle-ci peut être épisodique. De la même façon, le déménagement de l'un dans un ménage différent de l'autre induit qu'il y a eu séparation de la mère et de son enfant.

Jusqu'au sevrage, nous avons vu que les cas de séparation de la mère et de l'enfant étaient rares. Aussi, les risques ont été estimés à partir d'un certain âge, 19 mois, qui est l'âge médian au sevrage des enfants de Mlomp. L'effet d'une variable dynamique s'interprète de la même manière que l'effet d'une variable fixe : un individu dont la valeur change au cours du temps contribue au risque pour chaque groupe au moment où il y correspond.

La comparaison des quotients de mortalité estimés par groupe d'enfants montre qu'il y a bien une tendance à la surmortalité des enfants observés alors que leur mère ne l'est pas (leur risque de décéder atteint 71,7%) par rapport aux autres enfants. Pourtant, le fait de ne pas appartenir au même ménage que sa mère n'est pas un facteur de risque puisque, au contraire, le risque estimé de ces enfants est moindre que celui des enfants qui sont en observation dans le même ménage d'appartenance que leur mère (49,5% contre 62,6%). Pour expliquer ce

<sup>8</sup> Inclure la raison de sortie d'observation de la mère (par décès ou émigration) ne donne pas de résultats statistiquement fiables (effectif trop faible de la sous-population des enfants dont la mère est décédée), cette distinction n'a finalement pas été retenue bien qu'elle accroît certainement le risque de décéder de l'enfant

phénomène, nous pouvons émettre l'hypothèse que le déménagement d'un enfant dans un autre ménage que celui de sa mère (ou le contraire) est un événement évité lorsque l'enfant est en moins bonne santé. Autrement dit, les mères seraient amenées à rester proches de leur enfant si ce dernier est fragile, et l'enfant serait confié à une autre personne du village seulement lorsqu'il est en bonne santé. Cependant, les intervalles de confiance associés à ces risques ne permettent pas de conclure sur une différence statistiquement vérifiée (tableau 2).

TABLEAU 2 : ESTIMATION DES QUOTIENTS DE MORTALITÉ ENTRE L'ÂGE DE 19 MOIS ET CELUI DE 15 ANS SELON LA VARIABLE « COMMUNAUTÉ DE RÉSIDENCE »

Communauté de résidence	Nombre de décès observés entre 19 mois et 15 ans	Quotient de mortalité <i>estimé</i>	Probabilité	Quotient de mortalité I.C. inf	Quotient de mortalité I.C. sup
Enfant/mère observés, même ménage d'appartenance	124	62,6‰	0,0055	52,8‰	74,3‰
Enfant/mère observés, ménages d'appartenance différents	12	49,5‰	0,0144	27,9‰	87,2‰
Enfant observé / mère non observée (jamais venue, absence prolongée ou décédée)	28	71,7‰	0,0160	46,1‰	110,5‰

Cette analyse montre que l'effet de la séparation de la mère et de l'enfant peut tout de même être mesuré. Nous avons observé d'importants mouvements migratoires saisonniers chez les femmes et les enfants à Mlomp. Par ailleurs, l'évolution de la situation matrimoniale de la mère peut aussi avoir un impact important sur la situation familiale de l'enfant : pour les célibataires, si elles se marient par la suite avec le père de leur enfant ou avec un autre homme ; pour les femmes mariées, si elles divorcent. Ces deux types de parcours, migratoire et matrimonial, méritent d'être introduits dans un modèle de durée par le biais de variables dynamiques permettant d'analyser les risques de décéder des enfants en fonction de ces trajectoires.

## Conclusion

Ainsi, au regard de ces différents facteurs, nous pouvons en déduire que les enfants évoluant dans un environnement familial plus fragile connaissent des risques de décéder plus importants : pour les garçons et les filles de moins de 15 ans, avoir une mère relativement âgée au moment de sa naissance (à partir de 35 ans) augmente leur risque de décéder. Les garçons semblent être dans une situation plus vulnérable lorsque leur mère était célibataire à leur naissance tandis que chez les filles, c'est le fait de ne pas être originaire de Mlomp qui joue en leur défaveur. Par la suite, un éloignement entre la mère et l'enfant peut également être source d'un risque accru pour cet enfant, mais il faudrait pour affirmer cela approfondir en introduisant plus particulièrement les migrations saisonnières dans l'analyse des risques.

En outre, l'âge et le sexe du chef de ménage, ainsi que l'origine ethnique du père sont aussi des éléments décisifs sur le devenir de l'enfant. Nous avons en effet mentionné l'existence de ménages dans lesquels des femmes âgées peinent à s'occuper de jeunes enfants. Il se peut également que l'ethnie du père ait un effet : s'il n'est pas Joola de Mlomp et s'il n'a pas de contact avec la mère ou la famille élargie de l'enfant, il peut ne pas participer économiquement aux frais engendrés par une maladie de l'enfant. Or, la diversité ethnique des pères des enfants de Mlomp est en augmentation.

Pour étudier l'influence de l'environnement familial sur l'état de santé des enfants et donc leur vulnérabilité face à la mort, il est ainsi primordial de le considérer dans toute sa complexité et sa mouvance.

## BIBLIOGRAPHIE

- AKOTO E., TABUTIN D., 1989. « Les inégalités socio-économiques et culturelles devant la mort », in : *Mortalité et société en Afrique au Sud du Sahara* (Pison G., van de Walle E., Sala-Diakanda M., eds.), Paris, INED/PUF, Travaux et Documents, Cahier n° 124, pp. 35-63.
- BOURGOIS-PICHAT J., 1952. « Essai sur la mortalité biologique de l'homme », *Population*, 7 (3), pp. 381-394.
- BROCHERHOFF M., HEWETT P., 2000. « Inequality of child mortality among ethnic groups in sub-Saharan Africa », *Bulletin of the World Health Organization*, 78 (1), pp. 30-41.
- COX DR, OAKES D., 1984. *Analysis of Survival Data*, London, New-York : Chapman and Hall.
- DESGRÉES DU LOÛ A., PISON G., SAMB B., TRAPE J-F., 1996. « L'évolution des causes de décès d'enfants en Afrique : une étude de cas au Sénégal avec la méthode d'autopsie verbale », *Population*, 4-5, pp. 845-882.
- LALLEMAND S., 1993. *La circulation des enfants en société traditionnelle, prêt, don, échange*. Paris, L'harmattan, 224 p.
- LE GRAND T., BARBIERI M., 1997. « Les effets de la mortalité des enfants sur l'entrée en union et la maternité des jeunes femmes en Afrique sub-saharienne », Communication au XXIII<sup>e</sup> congrès général de la population, Beijing, Chine, 11-17 octobre. UIESP, Dossiers et Recherches, n° 69, Paris, INED, 22 p.
- MESLÉ F., 1996. « Les causes médicales de décès », in : *Démographie: analyse et synthèse*. Actes du séminaire international de Sienna, avril, Vol.2, pp. 209-234.
- NATIONS UNIES, 2001, *World Population Prospects: The 2000 Revision, Volume 1: Comprehensive tables*, New York, Nations Unies, Département des Affaires économiques et sociales internationales, Division de la population, 745 p.
- NDIAYE S., AYAD M., GAYE A., 1997. *Enquête démographique et de santé au Sénégal (EDS-III) 1997*, Dakar Ministère de l'économie et des finances, Direction de la statistique ; Calverton, Macro international Inc.
- PILON M., 1996. « Les familles africaines en plein remue-ménage », *La chronique du CEPED*, n° 21, avril-juin.
- PISON G., GABADINHO A., ENEL C., 2001. *Niveaux et tendances démographiques : 1985-1999 : Mlomp, Sénégal*, Dossiers et recherches, n° 103, Paris, INED.
- PISON G., KODIO B., GUYAVARCH E., ETARD J-F., 2000. « La mortalité maternelle en milieu rural au Sénégal », *Population*, 6, pp. 1003-1018.
- PISON G., TRAPE J-F., LEFEBVRE M., ENEL C., 1993. « Rapid decline in child mortality in a rural area of Senegal », *International Journal of Epidemiology*, 22 (1), pp. 72-80.
- SOW B., NDIAYE S., GAYE A., SYLLA A. H., 2000. *Enquête sénégalaise sur les indicateurs de santé (ESIS) 1999*, Dakar, Ministère de la santé, Direction des études, de la recherche et de la formation.
- TABUTIN D., 1999. « Un tour d'horizon des théories de mortalité », in : *Théories, paradigmes et courants explicatifs en démographie*, Actes de la Chaire Quetelet 1997, Louvain-la-Neuve, pp. 447-460.
- VANDERMEERSCH C., 2000. *Les enfants confiés au Sénégal*, Thèse de doctorat de l'Institut d'Études Politiques de Paris, Démographie économique, sous la direction de T. Locoh, 502 p. + annexes.
- WAGSTAFF A., 2000. « Socioeconomic inequalities in child mortality: comparisons across nine developing countries », *Bulletin of the World Health Organization*, 78 (1), pp. 19-29.