




CENTRE FRANÇAIS SUR LA POPULATION ET LE DÉVELOPPEMENT

A decorative background featuring a traditional African pattern in shades of brown and tan. The pattern consists of various geometric and organic shapes, including triangles, circles, and curved lines, arranged in a repeating, somewhat abstract design.

**DIFFÉRENCES ENTRE FILLES ET GARÇONS :  
UNE REVUE DES INDICATEURS SANITAIRES  
EN AFRIQUE SUBSAHARIENNE**

Michel GARENNE



**CENTRE FRANÇAIS SUR LA POPULATION ET LE DÉVELOPPEMENT**  
Groupement d'intérêt scientifique EHESS-INED-INSEE-IRD-PARIS VI

**DIFFÉRENCES ENTRE FILLES ET GARÇONS :  
UNE REVUE DES INDICATEURS SANITAIRES  
EN AFRIQUE SUBSAHARIENNE**

Michel GARENNE<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Directeur de recherche à l'IRD, en poste au CEPED

**GARENNE Michel**

*Différences par sexe chez l'enfant en Afrique subsaharienne.* – Paris, Centre français sur la population et le développement, 2002, 29 p. ; 24 cm. (Les Dossiers du CEPED n° 70).

Directeur de la publication : Alain LERY  
Responsable de la collection : Marc-Antoine PÉROUSE DE MONTCLOS  
Appui technique : Valérie MARY  
Diffusion : CEPED  
diff@ceped.ined.fr

Adresse pour toute correspondance :

Michel GARENNE, Centre français sur la population et le développement, 15 rue de l'École de Médecine, 75270 Paris cedex 06.

Tél. : 01.44.41.82.30, fax : 01.44.41.82.31, email : garenne@ceped.ined.fr

*Les opinions exprimées dans cet article sont celles de l'auteur et ne représentent pas nécessairement l'opinion de son organisme d'appartenance, ni celle du CEPED.*

© CEPED 2002

ISBN 2-87762-142-1 ; ISSN 0993-6165

Édité avec le soutien du ministère des Affaires étrangères (DGCID)

## SOMMAIRE

Résumé .....	5
Summary .....	6
Introduction .....	7
1. Données et méthode .....	9
2. Résultats .....	11
a) <i>Rapports de masculinité à la naissance</i> .....	11
b) <i>Différentiels de mortalité infanto-juvénile</i> .....	14
c) <i>Différentiel des proportions d'enfants vaccinés</i> .....	15
d) <i>Différentiel des proportions d'enfants réhydratés en cas de diarrhée</i> .....	16
e) <i>Différentiel des durées d'allaitement</i> .....	17
f) <i>Différentiel de prévalence de la malnutrition</i> .....	18
3. Discussion .....	19
Annexe .....	20
Références bibliographiques .....	27
Liste des tableaux et des figures.....	29



## RÉSUMÉ

L'étude présente certaines différences par sexe observées chez les enfants dans les enquêtes par sondage de type EDS (DHS) ou EMF (WFS) en Afrique subsaharienne. Quatre indicateurs de résultats sont analysés : les indicateurs de mortalité des jeunes enfants (néonatale, post-néonatale, et juvénile), et la prévalence de la malnutrition. Trois indicateurs de comportements sont analysés : la vaccination, l'utilisation de la réhydratation orale et la durée d'allaitement. Enfin, les rapports de masculinité à la naissance sont étudiés séparément. L'analyse statistique porte surtout sur la comparaison des distributions des indicateurs entre les différents pays aux distributions théoriques attendues compte tenu des tailles d'échantillon des enquêtes. Les résultats montrent l'absence de différences de comportements en matière de santé entre garçons et filles, que ce soit en matière de prévention (vaccination), de soins (réhydratation) ou d'alimentation (allaitement). Par contre, on observe une surmortalité masculine générale, plus prononcée chez les nouveau-nés (+28 %), que chez les enfants plus âgés (+8 % à 1-12 mois, et +4 % à 1-4 ans), ainsi qu'une prévalence légèrement plus forte de la malnutrition chez les garçons (+4 %). Cet ensemble d'observations indique une causalité biologique. En ce qui concerne les naissances, les rapports de masculinité paraissent plus faibles dans les populations africaines (1,030) que dans les populations caucasiennes (1,055), et nettement plus faibles dans les populations bantoues (1,014) que dans les autres (1,046). Les résultats sont discutés en mettant l'accent sur le rôle des phénomènes biologiques.

**MOTS CLÉS :** DIFFÉRENCE PAR SEXE, RAPPORT DE MASCULINITÉ, SEX-RATIO, MORTALITÉ DES ENFANTS, MORTALITÉ NÉONATALE, MORTALITÉ INFANTILE, MORTALITÉ JUVÉNILE, ÉTAT NUTRITIONNEL, VACCINATION, RÉHYDRATATION ORALE, ALLAITEMENT, AFRIQUE SUBSAHARIENNE, BANTOUS.

## SUMMARY

*[Sex differences among children in demographic surveys conducted in sub-Saharan Africa]*

*The study analyses various sex differences observed among children in WFS and DHS surveys conducted in sub-Saharan Africa. Four outcome indicators are presented: neonatal mortality, post-neonatal mortality, child mortality, and prevalence of malnutrition. Three indicators of health seeking behavior are presented: vaccination, oral rehydration therapy and duration of breastfeeding. Sex ratios at birth are analyzed separately. The statistical analysis focuses on the comparison of the observed distributions of the sex ratios to theoretical distributions expected from the sample sizes of the various surveys. Results show the absence of any difference in health seeking behavior between boys and girls, whether for preventive medicine (vaccination), for curative medicine (oral rehydration therapy) and for feeding practices (breastfeeding). On the contrary, mortality appears consistently higher for boys, more so among the neonates (+28%), than among the 1-12 month old (+8%) and than among the 1-4 year old (+4%), which suggests a biological causality. With respect to live births, sex ratios at birth in DHS samples (1,030) appear lower than in Caucasian populations (1,055), which is consistent with values found among African-Americans and Africans in the United Kingdom. Furthermore, populations of Bantu origin appear to have lower sex ratios at birth (1,014) than West African populations (1,046). Results are discussed in light of biological factors.*

**KEYWORDS :** SEX DIFFERENCES, SEX RATIO, MORTALITY OF CHILDREN, NEONATAL MORTALITY, INFANT MORTALITY, CHILD MORTALITY, NUTRITIONAL STATUS, VACCINATION, ORAL REHYDRATION THERAPY, BREASTFEEDING, SUB-SAHARAN AFRICA, BANTU.

## Introduction

Si les différences par sexe pour la mortalité des enfants et pour les naissances sont un des sujets les mieux documentés en démographie, on ne trouve que peu de synthèses sur les distributions de ces différences selon les pays, et tout particulièrement en Afrique subsaharienne. Or les variations aléatoires sont très importantes lorsqu'il s'agit de petites différences comme celles-ci, et l'analyse séparée d'un pays ou d'une enquête peut cacher des phénomènes plus globaux au niveau de l'étude comparative des populations.

L'Afrique subsaharienne souffre d'un déficit de données démographiques exhaustives de mortalité et fécondité, du fait de la faiblesse des enregistrements de l'état civil. Ainsi, aucun pays d'Afrique subsaharienne continentale ne fournit des statistiques complètes de naissances et de décès au niveau national. On est donc réduit à utiliser les enquêtes par sondage pour estimer les paramètres de mortalité et fécondité et étudier les différences par sexe. À cet égard, les enquêtes de type EDS (Enquête Démographique et de Santé) et EMF (Enquête Mondiale sur la Fécondité) sont précieuses car elles fournissent des données standardisées, collectées de la même manière et de façon rigoureuse. Par ailleurs, ces données sont facilement disponibles pour les chercheurs. De plus, les enquêtes de type EDS fournissent de nombreux indicateurs de santé, en particulier d'utilisation des soins préventifs et curatifs, ainsi que des indicateurs nutritionnels des jeunes enfants. Elles constituent donc une source de premier choix pour les études comparatives. Mais ces enquêtes sont basées sur des échantillons, de l'ordre de 5 000 à 10 000 femmes, et les indicateurs qui en résultent sont donc susceptibles de fortes variations aléatoires.

En ce qui concerne les naissances, la principale différence par sexe étudiée est le nombre relatif de naissances masculines et féminines, mesuré par le rapport de masculinité à la naissance. Ce rapport est en moyenne de 1,055, avec des variations allant de 1,02 ou 1,03 chez des populations noires et indiennes des États Unis à 1,08 ou 1,09 chez certaines populations asiatiques (Ciocco, 1938 ; Visaria, 1967). Les raisons des variations du rapport de masculinité à la naissance restent mal connues et sujettes à controverse. Si les facteurs génétiques ne font aucun doute, tout particulièrement du côté du père (Khoury *et al.* 1984), d'autres facteurs ont été invoqués tels que les facteurs démographiques (âge de la mère, rang de naissance, statut socioéconomique), la nutrition (poids et taille de la mère), certains facteurs de comportement (la polygamie, la fréquence coïtale), et les facteurs environnementaux (Feitosa et Krieger, 1993 ; Andersson et Bergstrom, 1998 ; Whiting, 1993 ; Ruder, 1986). D'autre part, plusieurs auteurs ont noté des changements du rapport de masculinité à la naissance avec le temps dans les mêmes populations (Visaria, 1967 ; Feitosa et Krieger, 1993). Les enquêtes EDS et EMF



fournissent les histoires des maternités des femmes sélectionnées, qui permettent une analyse des rapports de masculinité à la naissance.

En ce qui concerne les décès d'enfants, les principales différences par sexe étudiées concernent la mortalité néonatale, la mortalité post-néonatale, la mortalité infantile et la mortalité juvénile, l'étude étant faite séparément du fait des fortes variations des causes de décès selon le groupe d'âge. Les enquêtes EDS et EMF fournissent la survie des enfants figurant dans les histoires des maternités des femmes sélectionnées, ce qui permet une analyse des rapports de masculinité de la mortalité des jeunes enfants par groupe d'âge.

Un débat fréquent dans la littérature démographique porte sur l'origine des différences par sexe des indicateurs de morbidité et de mortalité, en particulier les rôles respectifs des phénomènes biologiques et des phénomènes de comportement (Lopez & Ruzicka, 1981 ; Preston, 1976 ; Langford, 1984 ; Waldron, 1983). Si les phénomènes biologiques semblent les plus importants, de nombreux comportements différentiels peuvent avoir un impact sur les indicateurs de morbidité et de mortalité, notamment les soins préventifs, les soins curatifs et l'alimentation. Sans parler de cas extrêmes tels que l'avortement sélectif ou l'infanticide sélectif observés dans des pays tels que l'Inde et la Chine, on a rapporté des comportements différentiels tels que l'utilisation des soins et l'alimentation des jeunes enfants (D'Souza et Chen, 1980 ; Das Gupta, 1987). Malheureusement, de nombreuses études différentielles souffrent de l'absence de rigueur statistique et surtout de comparaisons internationales, sans parler de l'absence d'analyse par cause de décès.

Les rapports des enquêtes de type EDS fournissent une analyse différentielle, notamment selon le sexe, pour un certain nombre d'indicateurs sanitaires. On a sélectionné ici quatre indicateurs se rapportant aux enfants : un indicateur d'utilisation des soins préventifs : la vaccination ; un indicateur des soins curatifs : le traitement par réhydratation en cas de diarrhée ; un indicateur d'alimentation : la durée de l'allaitement maternel ; et un indicateur d'état nutritionnel : la prévalence de la malnutrition.

Dans le cas de l'Afrique subsaharienne, plusieurs auteurs ont noté la faiblesse des différences des indicateurs entre garçons et filles (Legrand et Mbacké, 1995 ; Arnold, 1997). Le but de la présente étude est de fournir une synthèse des différentiels selon le sexe pour les naissances et pour certains indicateurs de mortalité et de santé disponibles dans les enquêtes par sondage standardisées, de type EDS ou EMF, conduites en Afrique subsaharienne.

## 1. Données et méthode

À la date où cette étude a été entreprise, 61 enquêtes conduites en Afrique subsaharienne étaient disponibles : 9 enquêtes de type EMF (Enquête Mondiale sur la Fécondité) et 52 enquêtes de type EDS (Enquête Démographique et de Santé). Parmi ces enquêtes, on disposait des données individuelles des histoires des maternités de 44 enquêtes, qui ont été utilisées pour les calculs des rapports de masculinité des naissances et des décès d'enfant. Il était indispensable de partir des données individuelles pour avoir les effectifs correspondants qui ne sont pas fournis dans les rapports d'enquête. Pour les indicateurs sanitaires utilisés, seules les enquêtes de type EDS contiennent les informations requises, toutes prises à partir des rapports d'enquête qui fournissent les effectifs d'enfants par sexe nécessaires pour les tests statistiques. Pour la couverture vaccinale, on dispose de 45 enquêtes EDS ; pour l'utilisation de la réhydratation orale, les 51 enquêtes fournissent les données nécessaires ; la durée d'allaitement est disponible dans 39 enquêtes ; enfin, les données sur l'état nutritionnel apparaissent dans 46 enquêtes.

Pour chacun des indicateurs choisis, dont la liste suit, on a calculé un rapport de masculinité. Pour chaque indicateur sanitaire (autre que le rapport de masculinité à la naissance), le ratio a été construit de telle manière qu'un rapport supérieur à 1 indique un désavantage masculin (ou un avantage féminin) et un rapport inférieur à 1 le contraire, c'est-à-dire un désavantage féminin (ou un avantage masculin). Les indicateurs choisis sont les suivants :

- Rapport de masculinité des naissances = nombre de naissances masculines / nombre de naissances féminines.
- Rapport de masculinité de la mortalité néonatale (28 premiers jours après la naissance) = quotient de mortalité néonatale masculine / quotient de mortalité néonatale féminine.
- Rapport de masculinité de la mortalité post-néonatale (plus de 28 jours et moins d'un an) = taux de mortalité post-néonatale masculine / taux de mortalité post-néonatale féminine.
- Rapport de masculinité de la mortalité juvénile (1-4 ans) = taux de mortalité juvénile masculine / taux de mortalité juvénile féminine.
- Rapport de masculinité de la couverture vaccinale (enfants de 12-23 mois ayant reçu tous les vaccins requis, sans tenir compte de la fièvre jaune) = pourcentage de garçons non vaccinés / pourcentage de filles non vaccinées.

- Rapport de masculinité de l'utilisation de la réhydratation orale (enfants ayant eu la diarrhée au cours des 15 jours précédant l'enquête qui ont reçu une solution de réhydratation, soit les sels en sachet soit la solution préparée à la maison) = pourcentage de garçons non réhydratés / pourcentage de filles non réhydratées.
- Rapport de masculinité de la durée d'allaitement (médiane de la durée d'allaitement en mois) = durée médiane d'allaitement des filles / durée médiane d'allaitement des garçons.
- Rapport de masculinité de la prévalence de la malnutrition (enfants étant en dessous de -2 écarts-type de la médiane de poids par âge) = pourcentage de garçons en dessous du seuil / pourcentage de filles en dessous du seuil.

Les tests statistiques utilisés ont d'abord été les tests standard (test de Student) pour comparer les proportions ou les moyennes. Pour tester les rapports de masculinité, on a utilisé le test classique (test de Student) du logarithme des rapports. Dans la théorie statistique, les logarithmes des rapports de masculinité suivent une loi normale, dont l'écart-type est inversement proportionnel à la racine des numérateurs utilisés. Comme ces rapports de masculinité sont proches de 1, le logarithme est proche de 0, et l'écart-type du logarithme est proche de celui des rapports de masculinité. Cependant, les calculs précis ont été faits sur les logarithmes et transférés sur les rapports de masculinité en passant à l'exponentielle.

L'étude porte tout particulièrement sur l'analyse des distributions des rapports de masculinité des différentes enquêtes. Dans l'hypothèse nulle d'homogénéité, c'est-à-dire d'absence de différences entre les sexes, le rapport de masculinité est en moyenne égal à 1 et suit une distribution log-normale centrée. L'écart-type de la distribution globale est fourni par la moyenne pondérée des écarts-types calculés sur chaque échantillon d'enquête, les pondérations étant proportionnelles à la taille de chaque échantillon. Si la distribution des rapports de masculinité observée est comparable à la distribution théorique centrée sur 1 on peut conclure à l'absence de différence entre garçons et filles. Notons que sur 60 enquêtes, on peut s'attendre à ce que trois rapports de masculinité soient significativement différents de 1, par excès ou par défaut, sans que cela prouve une quelconque différence entre les sexes au niveau du continent. Pour tester la différence entre les distributions empirique et théorique on a utilisé un simple test de Khi-2. On a aussi comparé les écarts-types empirique et théorique, pour déterminer si la distribution des pays était plus homogène ou plus hétérogène que dans l'hypothèse nulle. Lorsque le test de Khi-2 était positif, on a étudié spécialement le nombre d'enquêtes au-dessus et au-dessous des seuils, pour déterminer si certains pays exhibaient un désavantage masculin ou féminin, et rechercher d'éventuelles répartitions géographiques des pays s'écartant du schéma théorique.

## 2. Résultats

### *a) Rapports de masculinité à la naissance*

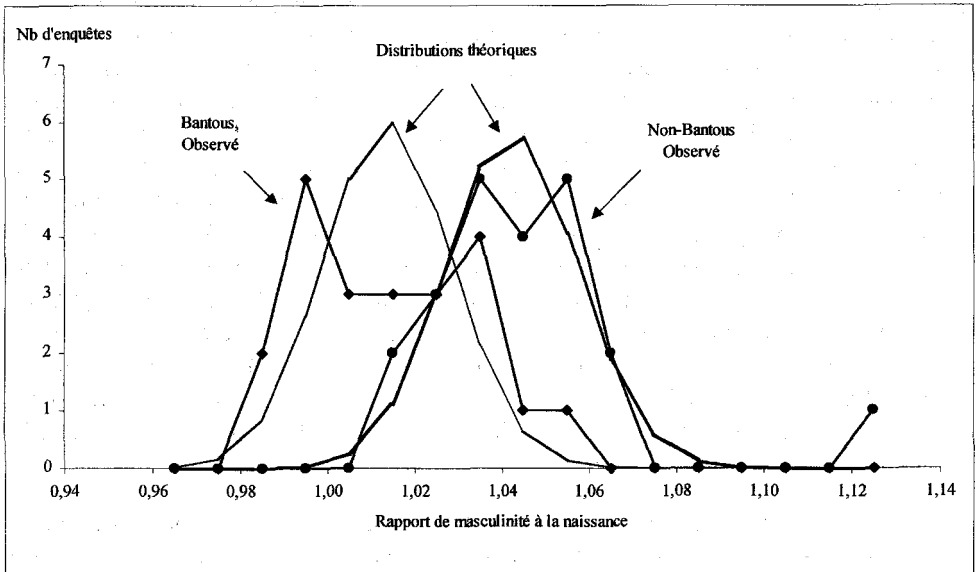
Sur l'ensemble des 44 enquêtes étudiées, le rapport de masculinité à la naissance était de 1,030, très largement inférieur au rapport de masculinité des populations européennes de 1,055 ( $P < 10^{-15}$ ). De plus, la distribution des rapports de masculinité à la naissance est fort différente de la distribution théorique autour de la valeur de 1,055 ( $P < 10^{-122}$ ). En particulier, le nombre de cas où le rapport de masculinité à la naissance est inférieur à 1,040 (30 cas) est largement supérieur au nombre attendu (7 cas) (voir le tableau A-1). De plus, la distribution n'est pas homogène, car l'écart-type empirique (0,026) est largement supérieur à celui de la distribution théorique (0,014).

L'analyse de la distribution géographique des faibles rapports de masculinité à la naissance révèle une discontinuité géographique. La plupart des pays ayant des faibles rapports de masculinité sont situés en Afrique orientale et en Afrique australe. Ces pays sont essentiellement des pays de peuplement bantou. On a donc considéré séparément les pays à dominante bantoue, situés à l'est et au sud du Cameroun (considéré comme l'origine du foyer bantou) et les autres, qui sont surtout des pays de l'Afrique de l'Ouest, sahélienne ou tropicale ainsi que Madagascar. Le premier groupe (appelé Bantous) a des rapports de masculinité à la naissance en moyenne de 1,014 (intervalle de confiance = 1,008 - 1,020) et le second groupe (appelé non-Bantous) a des rapports de masculinité à la naissance en moyenne de 1,046 (intervalle de confiance = 1,040 - 1,052). Les deux groupes paraissent homogènes, car les distributions sont normales autour de la valeur moyenne (figure 1), tant pour le premier groupe ( $P = 0,105$ ) que pour le second ( $P = 0,957$ ). Si on considère que l'échantillon est constitué de deux distributions, l'une autour de 1,014 et l'autre autour de 1,046, l'ensemble est alors homogène à la somme des deux ( $P = 0,603$ ).

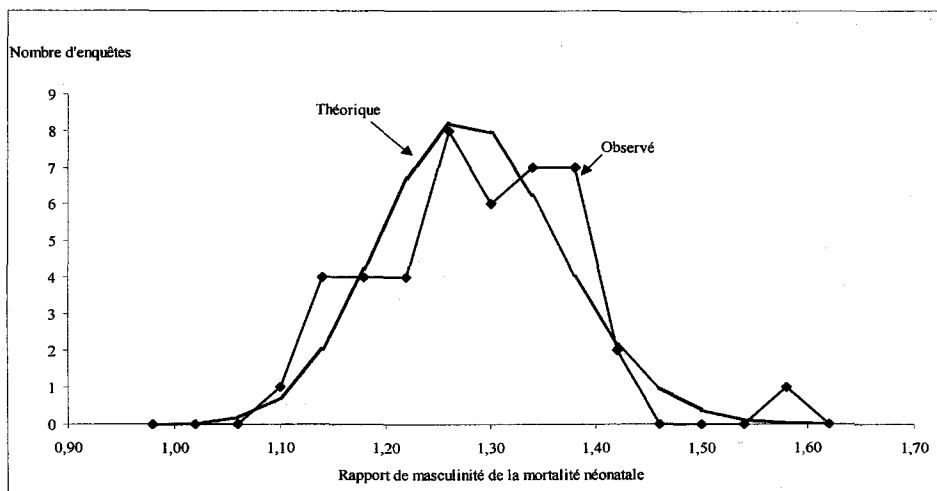
Les populations africaines représentées dans cet échantillon d'enquêtes semblent donc constituées de deux sous-populations, l'une ayant de très faibles rapports de masculinité (Bantous), et l'autre ayant des rapports de masculinité un peu inférieurs aux populations européennes.

On aurait pu invoquer la qualité des données pour expliquer les faibles rapports de masculinité des naissances africaines. Mais, aucun argument statistique ne vient appuyer cette hypothèse. Invoquer l'omission différentielle de naissances masculines dans les enquêtes est une hypothèse parfois faite pour expliquer les

rappports de masculinité trop faibles. Cette omission différentielle pourrait venir d'un mauvais classement des naissances vivantes décédées dans la période néonatale, pour lesquelles on observe partout dans le monde une forte surmortalité masculine, qui auraient été considérées comme mort-nés à l'enquête. Mais certains auteurs ont déjà noté qu'il n'y avait pas de corrélation entre les omissions de naissances et le rapport de masculinité (Visaria, 1967). De plus, cette hypothèse ne tient pas à la critique de l'analyse statistique. Ainsi, selon cette hypothèse un rapport de masculinité de 1,014 impliquerait une sous-estimation différentielle de 39 naissances sur 1000, soit un niveau comparable à toute la mortalité néonatale (48 pour 1000 dans l'échantillon). Ceci impliquerait d'une part que près de la moitié (45 %) des décès néonataux masculins auraient été omis mais aucun décès néonatal féminin, et d'autre part que la mortalité néonatale des deux sexes serait d'environ 30 % plus élevée que la valeur observée, ce qui est irréaliste. Si cela avait été le cas, la mortalité néonatale féminine mesurée dans les enquêtes devrait être un peu supérieure à la mortalité néonatale masculine (30 % supérieure naturellement - 45 % d'omission), alors que, comme on le verra plus loin, dans les mêmes enquêtes la mortalité néonatale masculine est bien supérieure à la mortalité néonatale féminine d'environ 28 % (+25 % dans le groupe Bantou et +30 % dans le groupe non-Bantou), comme on l'observe un peu partout dans le monde.



**Figure 1. Distribution des rapports de masculinité à la naissance dans 44 enquêtes d'Afrique subsaharienne**



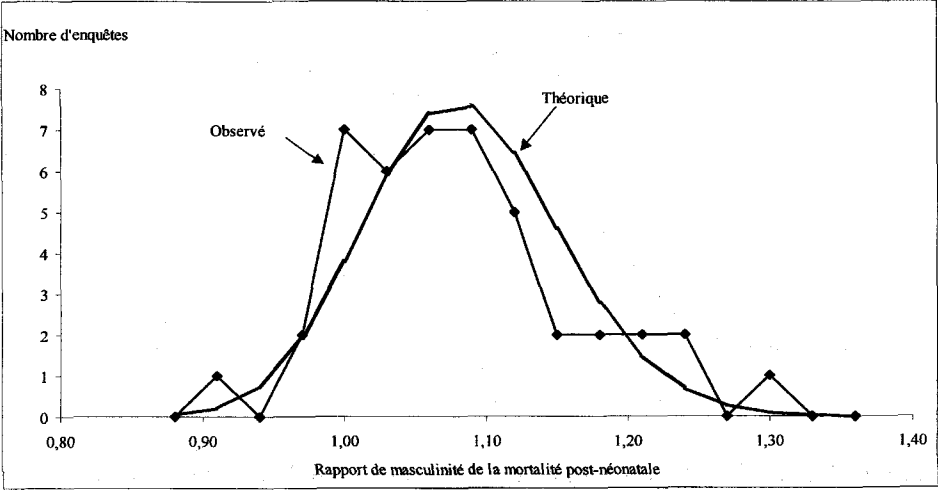
**Figure 2. Distribution des rapports de masculinité de la mortalité néonatale dans 44 enquêtes d'Afrique subsaharienne**

### ***b) Différentiels de mortalité infanto-juvénile***

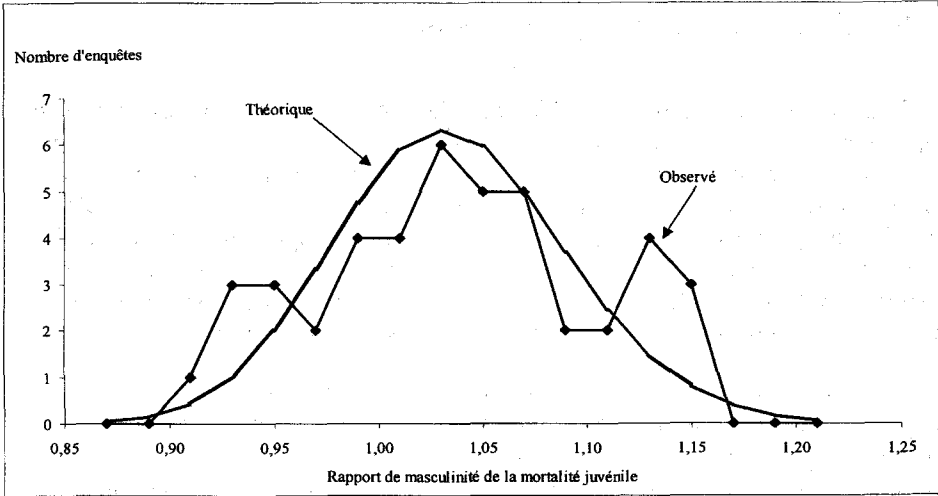
Dans toutes les enquêtes considérées, la mortalité néonatale masculine est supérieure à la mortalité néonatale féminine, la différence étant significative dans 40 enquêtes sur 44 considérées. En moyenne la mortalité néonatale masculine est supérieure de 28 % à la mortalité néonatale féminine, une valeur comparable aux populations européennes (figure 2). La distribution des rapports de masculinité de la mortalité néonatale autour de la valeur moyenne n'est pas différente de la distribution théorique ( $P = 0,697$ ). La surmortalité néonatale masculine apparaît donc comme un phénomène uniforme en Afrique subsaharienne.

La même analyse réalisée sur la mortalité post-néonatale montre une même homogénéité, mais à un niveau différent de surmortalité masculine (figure 3). En moyenne, la mortalité post-néonatale masculine est de 8,7 % supérieure à la mortalité post-néonatale féminine. La distribution des rapports de masculinité est homogène autour de cette valeur moyenne ( $P = 0,505$ ). Parmi les 44 enquêtes, aucune n'a un rapport de masculinité significativement inférieur à 1, et neuf ont un rapport de masculinité significativement supérieur à 1 (tableau A-2). Seules trois des 44 enquêtes ont une surmortalité masculine significativement supérieure à la moyenne (1,087), ce qui est proche de la valeur attendue. Dans deux des trois cas, les autres enquêtes conduites dans les mêmes pays (Côte d'Ivoire et Ghana) n'ont pas confirmé cette forte surmortalité masculine, et dans le troisième cas on ne

dispose que d'une seule enquête (Liberia). Il s'agit donc vraisemblablement d'un phénomène aléatoire.



**Figure 3. Distribution des rapports de masculinité de la mortalité post-néonatale dans 44 enquêtes d'Afrique subsaharienne**



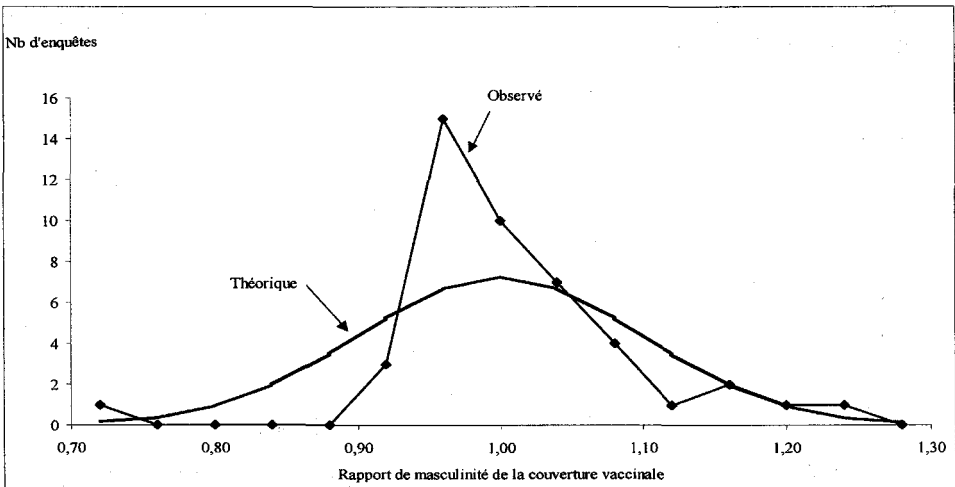
**Figure 4. Distribution des rapports de masculinité de la mortalité juvénile dans 44 enquêtes d'Afrique subsaharienne**

La surmortalité masculine est encore plus faible dans la période juvénile (1-4 ans). Elle est en moyenne de 3,4 % dans l'échantillon considéré (figure 4). Ici

encore, la distribution des rapports de masculinité est homogène autour de la valeur moyenne ( $P = 0,458$ ). Parmi les 44 enquêtes étudiées, une seule a un rapport de masculinité de la mortalité juvénile significativement inférieur à 1 (le Niger dans l'enquête de 1992), ce qui correspond au nombre attendu du fait des fluctuations aléatoires. Par contre, six enquêtes ont un rapport de masculinité significativement supérieur à 1, et trois ont un rapport de masculinité significativement supérieur à la moyenne. Mais, comme dans le cas de la mortalité post-néonatale, ces trois cas de forte surmortalité masculine ne sont pas confirmés par les autres enquêtes conduites dans les mêmes pays (Cameroun, Kenya, Ouganda), et il s'agit donc vraisemblablement aussi d'un phénomène aléatoire.

### c) Différentiel des proportions d'enfants vaccinés

La couverture vaccinale des jeunes enfants apparaît remarquablement symétrique entre garçons et filles, avec une valeur moyenne identique dans les enquêtes considérées (46,2 % des garçons et 46,3 % des filles sont complètement vaccinés). Dans deux seulement des 45 enquêtes considérées la couverture vaccinale est significativement différente entre les deux sexes, et dans ces deux cas elle est meilleure pour les filles que pour les garçons (figure 5).



**Figure 5. Distribution des rapports de masculinité de la couverture vaccinale dans 45 enquêtes EDS d'Afrique subsaharienne**

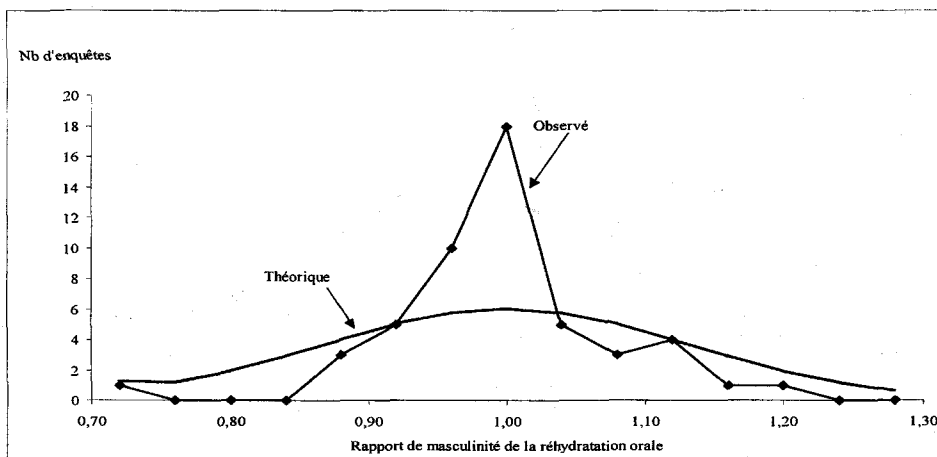
Mais ici encore il s'agit vraisemblablement d'un phénomène aléatoire, car il ne se reproduit pas dans les autres enquêtes conduites dans les mêmes pays (Ghana et Kenya). La distribution des rapports de masculinité des proportions d'enfants non-vaccinés est un peu différente de la distribution théorique, car plus concentrée



autour de la valeur 1 : l'écart-type observé (0,071) est en effet inférieur à l'écart-type théorique (0,099). Ainsi on observe 32 enquêtes dont les rapports de masculinité sont compris entre 0,94 et 1,06, alors que la distribution théorique indique que seulement 21 devraient se trouver dans cet intervalle (tableau A-3). L'absence de différence entre les couvertures vaccinales des garçons et des filles est donc remarquable dans ces enquêtes.

**d) Différentiel des proportions d'enfants réhydratés en cas de diarrhée**

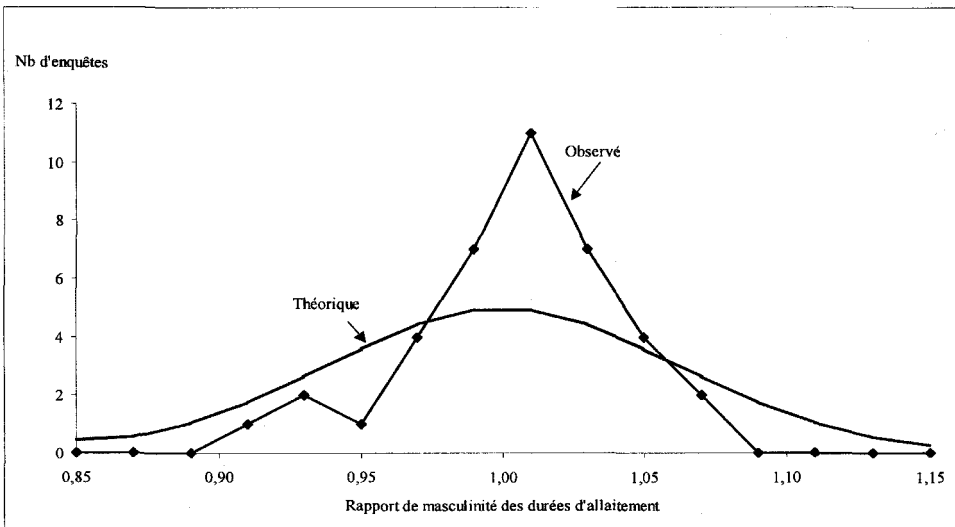
Comme pour la couverture vaccinale, la proportion d'enfants réhydratés apparaît tout aussi symétrique entre les deux sexes : 36,3 % pour les garçons et 36,5 % pour les filles. Les données sont disponibles pour l'ensemble des 52 enquêtes EDS, et dans deux seulement d'entre elles la proportion est significativement différente de 1, toujours à l'avantage des filles. Ces différences sont donc là encore aléatoires. La distribution des rapports de masculinité est aussi un peu plus concentrée autour de la valeur 1 que ne le prédit la distribution théorique (figure 6). Ainsi on observe 33 enquêtes pour lesquelles les rapports de masculinité sont compris entre 0,94 et 1,06, alors que la distribution théorique indique que seulement 18 devraient se trouver dans cet intervalle. L'absence de différence entre les proportions des garçons et des filles réhydratés confirme donc l'identité de l'accès aux soins pour les deux sexes en Afrique subsaharienne, comme c'est le cas pour la couverture vaccinale.



**Figure 6. Distribution des rapports de masculinité de l'utilisation de la réhydratation dans 52 enquêtes EDS d'Afrique subsaharienne**

### e) Différentiel des durées d'allaitement

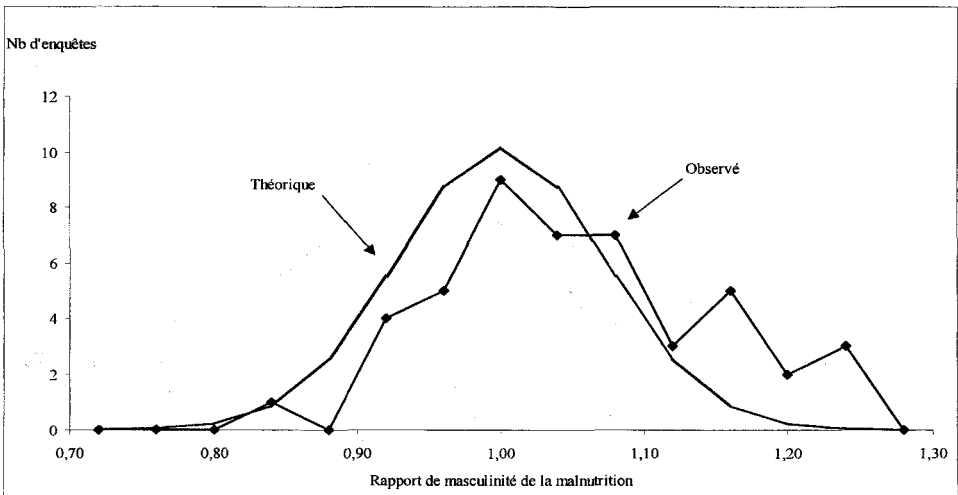
La durée médiane d'allaitement est en général identique pour les garçons et les filles à travers le monde. Les données des enquêtes EDS conduites en Afrique subsaharienne confirment tout à fait cette absence de différence. La durée médiane est en moyenne de 22,2 mois tant pour les garçons que pour les filles dans les 39 études conduites. La durée médiane est significativement inférieure chez les filles dans quatre enquêtes et significativement inférieure chez les garçons dans une enquête (tableau A-3). Cependant, dans les trois pays où la durée médiane est nettement inférieure chez les filles dans une enquête (Cameroun, Kenya, et Sénégal), le résultat est infirmé par les autres enquêtes conduites dans les mêmes pays. La distribution des rapports de masculinité est aussi plus concentrée que la distribution théorique (figure 7), avec un écart-type nettement inférieur (0,036) à la valeur attendue (0,062). De même, le nombre d'enquêtes dont le rapport de masculinité est compris entre 0,98 et 1,02 (18 enquêtes) est nettement supérieur à celui attendu par la distribution théorique (10 cas). Les cas s'écartant nettement de la moyenne apparaissent être des cas où l'échantillon utilisé pour calculer la médiane est très faible (moins de 300 enfants), ce qui augmente considérablement les chances de valeurs aberrantes par rapport à l'échantillon moyen de 1 050 enfants. En conclusion, on ne note aucune différence marquante de comportement en matière d'allaitement dans ces enquêtes.



**Figure 7. Distribution des rapports de masculinité de la durée d'allaitement dans 39 enquêtes EDS d'Afrique subsaharienne**

### f) Différentiel de prévalence de la malnutrition

Le cas du différentiel entre les prévalences de la malnutrition chez les garçons et les filles est un peu différent des autres indicateurs sanitaires utilisés. D'abord la prévalence moyenne de la malnutrition est légèrement supérieure chez les garçons (30,2 %) que chez les filles (28,9 %), la différence étant très significative ( $P = 2,7 \cdot 10^{-8}$ ). Parmi les 46 enquêtes fournissant des données sur l'état nutritionnel, huit enquêtes montrent une plus forte prévalence de la malnutrition chez les garçons (statistiquement significative), mais aucune ne montre une plus forte prévalence de la malnutrition chez les filles. Dans l'analyse de la distribution des rapports de masculinité de la prévalence de la malnutrition, ce qui est frappant n'est pas tant que la moyenne soit déplacée un peu à droite (1,04) comme pour la mortalité des jeunes enfants, mais le fait que le nombre de pays ayant une forte prévalence masculine soit supérieur à la valeur attendue (figure 8). Dans l'hypothèse nulle d'égalité entre les sexes on attend seulement 2 pays dont le rapport de masculinité soit supérieur à 1,14 alors que 10 sont observés. Même en décalant la distribution théorique autour de 1,04, on observe encore deux fois plus de pays au-dessus de 1,14 (10 contre 5 attendus). Ceci indique une certaine hétérogénéité dans la distribution de la malnutrition par sexe, confirmée par un écart-type observé plus élevé (0,097) que l'écart-type théorique (0,080), alors que le phénomène était inverse pour les autres indicateurs sanitaires. Cependant, aucune discontinuité géographique n'est flagrante dans les pays à fort rapport de masculinité de la prévalence de la malnutrition, et dans certains cas une forte valeur à une enquête n'est pas confirmée par les autres enquêtes conduites dans le même pays (Ghana, Kenya, Cameroun).



**Figure 8. Distribution des rapports de masculinité de la malnutrition dans 46 enquêtes EDS d'Afrique subsaharienne**

### 3. Discussion

L'étude des rapports de masculinité des indicateurs sanitaires montre avant tout l'absence de la moindre discrimination contre les filles d'âge préscolaire en Afrique subsaharienne. En effet, les indicateurs de comportement en matière de prévention (par la vaccination), de traitement (par la réhydratation), ou d'alimentation (allaitement) montrent une grande égalité de soins des garçons et des filles en Afrique subsaharienne. On pouvait s'attendre à ce résultat car aucun exemple convaincant de discrimination n'a jamais été rapporté pour ce continent, contrairement à l'Asie du Sud où ces exemples abondent.

Le fait que les indicateurs de résultat (mortalité, malnutrition) montrent un désavantage masculin chez les enfants de moins de cinq ans en l'absence de différence de soins indique qu'il s'agit vraisemblablement de phénomènes biologiques et non comportementaux. La surmortalité des garçons dans l'enfance, surtout dans la période néonatale, est quasi générale dans le monde, et s'applique à la plupart des causes de décès. Cependant, certaines maladies sont en général plus létales pour les filles, comme par exemple la rougeole, la coqueluche, la tuberculose et les maladies causées par le streptocoque (Garenne et Lafon, 1998). Mais ces maladies sont devenues des causes rares de décès en Afrique du fait des vaccinations de masse et de l'usage répandu des antibiotiques. Il n'y avait donc aucune raison d'attendre des résultats différents de ceux qui ont été observés ici.

Un des rares exemples de discrimination contre les garçons a été rapporté en Zambie (Clark *et al.*, 1995). Mais ce cas reste isolé en Afrique, et d'ailleurs ne transparaît pas dans les données des enquêtes conduites en Zambie. En effet, aucune des différences relevées en Zambie n'est différente de la moyenne observée ailleurs en Afrique. La seule différence consistante entre les deux enquêtes de 1992 et 1996 est la plus forte utilisation de la réhydratation chez les garçons (65,4 % et 58,6 % respectivement), mais les différences avec les filles sont faibles (61,8 % et 54,4 % respectivement), et ne sont pas significatives ( $P = 0,193$  et  $P = 0,108$  respectivement).

L'autre résultat de cette analyse est l'hétérogénéité de la distribution des rapports de masculinité à la naissance dans les pays africains. Il ne semble pas que ce phénomène ait jamais été documenté jusqu'ici en Afrique. L'hétérogénéité des rapports de masculinité à la naissance est un phénomène connu, puisqu'on trouve des valeurs allant de 1,02 à 1,09 dans le monde (Visaria, 1967). En particulier, les rapports de masculinité à la naissance des populations d'origine africaine (noirs des États Unis) et américaine (Amérindiens des États Unis) sont de l'ordre de 1,02 à 1,04. De même dans le monde, selon les statistiques recueillies par l'OMS sur la période 1950-1997, le rapport de masculinité à la naissance varie de 1,025 à 1,083

dans les pays ayant au moins 100 000 naissances et pour lesquels l'intervalle de confiance est faible (0,005). Selon ces statistiques, les populations d'Amérique Latine et du Moyen Orient ont des rapports de masculinité plus faibles que la moyenne, alors que les populations d'Europe du Sud et d'Extrême Orient ont des rapports de masculinité supérieurs à la moyenne. L'ordre de grandeur des valeurs trouvées ici est équivalent, mais sans fortes valeurs (supérieures à 1,060). Les rapports de masculinité à la naissance des populations africaines semblent donc plutôt inférieurs à ceux des populations caucasiennes, comme c'est le cas des populations d'origine africaine aux États Unis et en Angleterre (James, 1984). Cependant, plusieurs études faites au Nigeria trouvent un rapport de masculinité relativement élevé : 1,043 (intervalle de confiance = 1,035-1,051) chez les Igbos dans les années 1970 (Egwuatu, 1984), ce qui est similaire à celui trouvé dans les pays d'Afrique de l'Ouest analysés dans cette étude (1,046), voire nettement supérieur, comme la valeur de 1,071 (intervalle de confiance = 1,067 – 1,075) trouvée dans la province de la Katsina pour la période 1961-1980 (Rehan, 1982).

Dans les études longitudinales faites en 1983-1990 à Niakhar, au Sénégal (Garenne *et al.*, 1991), le rapport de masculinité des naissances était de 1,046, soit une valeur équivalente à celle fournie par les enquêtes EDS pour l'Afrique de l'Ouest. Ce rapport de masculinité tendait à baisser avec l'âge de la mère au-delà de 35 ans, et à augmenter avec l'âge du père au-delà de 50 ans, les deux effets tendant à se compenser dans la population du fait de la différence d'âge entre les parents. Si ce phénomène était confirmé, il pourrait expliquer certains résultats relatifs à la polygamie et au rang de naissance.

La question de connaître l'origine des rapports de masculinité forts ou faibles reste ouverte. Si la composante génétique ne peut être ignorée, et a été assez bien documentée aux États Unis au moins pour les pères (Khoury *et al.*, 1984), d'autres phénomènes ont été invoqués, comme par exemple l'hypothèse hormonale concernant les niveaux de l'hormone gonadotrophine (James, 1984), le pH de l'appareil génital féminin (Whiting, 1993), la composition corporelle (Andersson et Bergstrom, 1998), et divers facteurs démographiques tels que l'âge de la mère, le rang de naissance (Feitosa et Krieger, 1993) et la polygamie (Whiting, 1993). Une analyse poussée de ces phénomènes mériterait d'être entreprise en Afrique subsaharienne.

*ANNEXES*



**Tableau A-1. Rapports de masculinité à la naissance, selon l'enquête**

Pays	Date	Rapport de masculinité	Intervalle de confiance		Significativité
			Minimum	Maximum	
Bénin	1982	1,037	1,003	1,073	
Bénin	1996	1,037	1,008	1,066	
Burkina Faso	1993	1,052	1,024	1,081	
Burundi	1987	1,059	1,022	1,098	
Cameroun	1978	1,048	1,023	1,075	
Cameroun	1991	1,031	0,994	1,069	
Cameroun	1998	1,007	0,976	1,040	*
Centrafrique	1994	1,033	1,002	1,064	
Côte d'Ivoire	1980	1,037	1,008	1,066	
Côte d'Ivoire	1994	1,014	0,989	1,039	*
Ghana	1979	1,044	1,014	1,075	
Ghana	1988	1,050	1,016	1,085	
Ghana	1993	1,058	1,022	1,094	
Kenya	1978	1,022	0,999	1,045	*
Kenya	1988	1,019	0,994	1,044	*
Kenya	1993	0,991	0,966	1,017	*
Kenya	1998	1,018	0,992	1,045	*
Lesotho	1977	1,016	0,979	1,054	*
Liberia	1986	1,051	1,020	1,083	
Madagascar	1992	1,031	1,002	1,061	
Madagascar	1997	1,068	1,040	1,097	
Malawi	1992	1,009	0,978	1,040	*
Mali	1995	1,022	1,002	1,043	*
Mozambique	1997	1,010	0,985	1,035	*
Namibie	1992	0,985	0,952	1,019	*
Niger	1992	1,053	1,026	1,080	
Nigeria	1982	1,121	1,096	1,147	*
Nigeria	1990	1,070	1,045	1,095	
Ouganda	1988	0,994	0,963	1,025	*
Ouganda	1995	0,985	0,959	1,011	*
Rwanda	1983	1,024	0,995	1,054	*
Rwanda	1992	0,992	0,965	1,021	*
Sénégal	1978	1,027	0,993	1,061	
Sénégal	1986	1,045	1,011	1,079	
Sénégal	1993	1,011	0,984	1,039	*
Sénégal	1997	1,041	1,017	1,066	
Soudan	1979	1,056	1,021	1,093	
Soudan	1989	1,040	1,015	1,065	
Tanzanie	1996	1,035	1,009	1,061	
Togo	1988	1,023	0,985	1,063	
Zambie	1992	0,993	0,967	1,019	*
Zambie	1996	1,000	0,975	1,025	*
Zimbabwe	1988	1,035	0,999	1,072	
Zimbabwe	1994	1,026	0,995	1,057	

(\* ) Différent de 1,055, P< 0,05



**Tableau A-2. Rapports de masculinité de la mortalité des jeunes enfants,  
selon l'enquête**

Pays	Date	Néonatale	Post-néonatale	Juvenile
Bénin	1982	1,337	1,114	1,074
Bénin	1996	1,227	1,115	1,003
Burkina Faso	1993	1,228	1,099	1,020
Burundi	1987	1,322	1,189	0,902
Cameroun	1978	1,249	1,057	1,139
Cameroun	1991	1,376	1,152	0,990
Cameroun	1998	1,576	1,035	0,947
Centrafrique	1994	1,280	1,039	0,953
Côte d'Ivoire	1980	1,364	1,227	1,080
Côte d'Ivoire	1994	1,289	1,135	1,114
Ghana	1979	1,207	1,315	1,062
Ghana	1988	1,260	1,084	1,026
Ghana	1993	1,333	0,986	1,057
Kenya	1978	1,329	0,996	1,138
Kenya	1988	1,360	0,996	1,095
Kenya	1993	1,208	1,036	1,047
Kenya	1998	1,294	1,112	0,929
Lesotho	1977	1,150	0,996	1,133
Liberia	1986	1,252	1,229	1,048
Madagascar	1992	1,281	1,014	1,107
Madagascar	1997	1,371	1,074	1,043
Malawi	1992	1,094	1,065	1,037
Mali	1995	1,328	1,010	0,987
Mozambique	1997	1,256	1,089	1,078
Namibie	1992	1,268	1,007	0,948
Niger	1992	1,145	1,044	0,935
Nigeria	1982	1,244	1,121	0,999
Nigeria	1990	1,373	1,098	1,067
Ouganda	1988	1,199	1,081	1,149
Ouganda	1995	1,136	1,075	1,159
Rwanda	1983	1,200	1,051	0,974
Rwanda	1992	1,161	1,233	1,145
Sénégal	1978	1,347	1,029	1,043
Sénégal	1986	1,399	1,091	0,978
Sénégal	1993	1,423	1,054	1,020
Sénégal	1997	1,262	0,930	1,078
Soudan	1979	1,301	1,173	1,010
Soudan	1989	1,381	0,984	1,038
Tanzanie	1996	1,284	1,074	1,133
Togo	1988	1,353	1,018	0,939
Zambie	1992	1,192	1,028	1,013
Zambie	1996	1,304	1,106	1,034
Zimbabwe	1988	1,443	1,168	0,982
Zimbabwe	1994	1,142	1,248	1,002
Moyenne		1,280	1,087	1,034

**Tableau A-3. Rapports de masculinité des indicateurs sanitaires, selon l'enquête**

Pays	Date	Vaccination	Réhydratation	Allaitement	État nutritionnel
Bénin	1996	1,053	1,036	0,978	1,225 *
Botswana	1988	1,018	0,738		
Burkina Faso	1993	1,023	0,990	1,020	1,074
Burkina Faso	1999	0,979	0,993	1,037	0,957
Burundi	1987		1,123		0,962
Cameroun	1991	0,951	1,047	0,913 *	0,832
Cameroun	1998	0,975	0,894	0,989	1,172
Centrafrique	1994	0,994	1,017	1,030	1,146 *
Comores	1996	1,073	0,950	1,067	1,150
Côte d'Ivoire	1994	0,952	0,996	1,015	1,251 *
Erythrée	1995	0,993	0,989	1,051	0,936
Ethiopie	2000	1,023	1,011	0,977 *	1,041
Gabon	2000	0,955	0,960	0,968	1,183
Ghana	1988	1,193 *	0,944		1,013
Ghana	1993	1,081	0,990	1,057	1,112
Guinée	1999	1,006	0,964	1,018	0,938
Kenya	1988	1,245 *	1,544 *		
Kenya	1993	1,029	0,953	0,927 *	1,208 *
Kenya	1998	0,966	0,956	0,995	1,009
Liberia	1986	0,995	0,994		
Madagascar	1992	0,965	0,927	1,010	1,066
Madagascar	1997	0,957	0,997	1,025	1,119 *
Malawi	1992	1,011	0,939	1,014	1,084
Malawi	1996	0,718	1,000		
Malawi	2000	1,027	1,091	0,988	1,024
Mali	1987		1,002		0,932
Mali	1995	0,975	0,973	1,028	0,985
Mozambique	1997	0,992	1,186 *	1,052	1,175 *
Namibie	1992	0,979	0,893	1,041	1,055
Niger	1998	1,030	0,962	0,995	1,011
Niger	1998	0,979	0,990	0,990	0,972
Nigeria	1990	0,966	1,017	0,985	1,003
Nigeria	1999	1,016	1,157	1,038	1,154
Ondo State	1983		0,930		1,007
Ouganda	1988	0,905	1,006		0,987
Ouganda	1995	0,968	1,113	1,015	1,124 *
Rwanda	1992	1,048	1,076	1,070 *	0,973
Sénégal	1986		0,983		1,092
Sénégal	1993	1,128	1,004	0,928 *	1,093
Sénégal	1997		0,946	1,000	
Soudan	1989		1,040		
Tanzanie	1991	1,149	1,078	0,995	0,993
Tanzanie	1996	0,931	0,899	1,028	1,013
Tanzanie	1999	0,901	0,982	0,958	0,938
Tchad	1997	0,974	0,974	1,019	1,058
Togo	1988		0,997		1,050
Togo	1998	0,970	1,044	1,004	1,053

/.../

Pays	Date	Vaccination	Réhydratation	Allaitement	État nutritionnel
Zambie	1992	1,018	0,906	0,968	1,036
Zambie	1996	1,009	0,908	1,015	1,089
Zimbabwe	1988	1,152	1,124		0,950
Zimbabwe	1994	1,089	1,030	1,005	1,254 *
Zimbabwe	1999	1,061	1,125	1,005	1,063
Moyenne		1,002	1,003	1,000	1,044
(*) Différent de 1, $P < 0,05$					

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ANDERSSON R., BERGSTROM S., 1998. – "Is maternal malnutrition associated with a low sex ratio at birth ?", *Human Biology*, vol. 70, n° 6, p. 101-106.
- ARNOLD F., 1997. – "Gender preferences for children". *Demographic and Health Surveys Comparative Studies* No. 23.
- CIOCCO A., 1938. – "Variations in the ratio at birth in USA", *Human Biology*, vol. 10, p. 36-64.
- CLARK S., COLSON E. ; LEE J., SCUDDER T. 1995. – "Ten thousand Tonga : a longitudinal anthropological study from southern Zambia, 1956-1991". *Population Studies*, vol. 49, n° 1, p.91-109.
- DAS GUPTA M., 1987. – "Selective Discrimination Against Female Children in Rural Punjab, India", *Population and Development Review*, vol. 13, n° 1, p. 77-100.
- D'SOUSA S., CHEN L., 1980. – "Sex Differentials in Mortality in Bangladesh", *Population and Development Review*, vol. 6, n° 2, p. 257-270.
- EGWUATU V.E., 1984. – "The sex ratio of Igbo births", *International Journal of Gynaecology and Obstetrics*, vol. 22, n° 5, p. 399-402.
- FEITOSA M.F., KRIEGER H., 1993. – "Some factors affecting the secondary sex ratio in a Latin American sample", *Human Biology*, vol. 65, n° 2, p. 273-178.
- GARENNE M., LEROY O., BEAU J.P., SENE I., WHITTLE H., SOW A.R., 1991. – *Efficacy, Safety and Immunogenicity of two high titer measles vaccines. A study in Niakhar, Senegal*, Final Report. – Dakar, ORSTOM, UR Population et Santé, 230 p.
- GARENNE M., LAFON M., 1998. – "Sexist diseases", *Perspectives in Biology and Medicine*, vol. 41, n° 2, p. 176-189.
- JAMES W.H., 1984. – "The sex ratios of black births", *Annals of Human Biology*, vol. 11, n° 1, p. 39-44.
- KHOURY M.J., ERICKSON J.D., JAMES L.M., 1984. – "Paternal effects on the human sex ratio at birth : evidence from interracial crosses", *American Journal of Human Genetics*, vol. 36, n° 5, p. 103-111.
- LANGFORD C.M., 1984. – "Sex differentials in mortality in Sri-Lanka : Changes since the 1920s", *Journal of Biosocial Sciences*, vol. 16, p. 399-410.
- LEGRAND T.K., MBACKÉ C.S., 1995. – "Sex differences in mortality among young children in the Sahel", *Population Bulletin of The United Nations*, vol. 39, p. 79-111
- LOPEZ A.D., RUZICKA L.T. (éditeurs), 1981. – *Sex differentials in mortality*. – Canberra, ANU.
- PRESTON S.H., 1976. – *Mortality Patterns in National Populations*. – New-York, Academic Press. 1976. (Chapter 6 : Causes of death responsible for variation in sex mortality differentials, p. 120-162).
- REHAN N.E., 1982. – "Sex ratio of live-born Hausa infants". – *British Journal of Obstetrics and Gynaecology*, vol. 89, n° 2, p. 136-141.

- RUDER A., 1986.- "Paternal factors affect the human secondary sex ratio in interracial births".- *Human Biology*, vol. 58, p. 357-366.
- VISARIA P., 1967.- "Sex ratio at birth in territories with relatively complete registration", *Eugenics Quarterly*, vol. 14, p. 132-142.
- WALDRON I., 1983.- "Sex Differences in Human Mortality : The Role of Genetic Factors", *Social Science and Medicine*, vol. 17, n°6, p. 321-333.
- WHITING J.W., 1993.- "The effect of polygyny on sex ratio at birth". *American Anthropologist*, vol. 95, n° 2, p. 435-442.

## *LISTE DES TABLEAUX ET FIGURES*

Tableau A-1. Rapports de masculinité à la naissance, selon l'enquête .....	22
Tableau A-2. Rapports de masculinité de la mortalité des jeunes enfants, selon l'enquête .....	24
Tableau A-3. Rapports de masculinité des indicateurs sanitaires, selon l'enquête .....	26
*            *	
*            *	
Figure 1. Distribution des rapports de masculinité à la naissance dans 44 enquêtes d'Afrique subsaharienne.....	12
Figure 2. Distribution des rapports de masculinité de la mortalité néonatale dans 44 enquêtes d'Afrique subsaharienne.....	13
Figure 3. Distribution des rapports de masculinité de la mortalité post-néonatale dans 44 enquêtes d'Afrique subsaharienne. ....	14
Figure 4. Distribution des rapports de masculinité de la mortalité juvénile dans 44 enquêtes d'Afrique subsaharienne.....	14
Figure 5. Distribution des rapports de masculinité de la couverture vaccinale dans 45 enquêtes EDS d'Afrique subsaharienne.....	15
Figure 6. Distribution des rapports de masculinité de l'utilisation de la réhydratation dans 51 enquêtes EDS d'Afrique subsaharienne.....	16
Figure 7. Distribution des rapports de masculinité de la durée d'allaitement dans 39 enquêtes EDS d'Afrique subsaharienne.....	17
Figure 8. Distribution des rapports de masculinité de la malnutrition dans 46 enquêtes EDS d'Afrique subsaharienne.....	18

## LES DOSSIERS DU CEPED

La collection des *Dossiers du CEPED* est destinée à accueillir des articles scientifiques se rapportant au domaine de la population et du développement.

Aucune condition n'est posée quant à l'origine ou l'organisme d'appartenance des auteurs. Les *Dossiers du CEPED* sont prévus pour une diffusion limitée mais rapide et "ciblée", en fonction du sujet traité. Ils sont distribués sur demande à toute personne intéressée (gratuits pour les résidents des pays du Sud, payants pour les résidents des pays du Nord). Ces articles ont vocation à être publiés également, en totalité ou en partie, sous la même forme ou sous une forme modifiée, dans des revues internationales. Aucune autorisation préalable n'est donc à demander au CEPED pour une nouvelle publication. Le centre de documentation du CEPED souhaite simplement recevoir un exemplaire des publications ainsi réalisées.

Les auteurs intéressés sont invités à envoyer au CEPED une disquette contenant un fichier saisi sur traitement de texte (de préférence Word 97 Windows, ou à défaut un fichier pouvant être importé directement dans Word 97), rédigé en français, de 15 à 50 pages formatées 21 x 29,7 cm, marges de 2,5 cm sur le pourtour. La disquette sera accompagnée d'un exemplaire papier. Les auteurs conservent la responsabilité de la présentation et du contenu du texte qu'ils ont envoyé. Des informations détaillées concernant la mise en forme du document sont à demander au CEPED (Service de diffusion) ; elles seront transmises aux auteurs dans les meilleurs délais.

Le projet d'article reçu est soumis à deux lecteurs, internes ou externes au CEPED qui peut, en fonction des avis émis, l'accepter ou le rejeter pour des raisons de forme ou de fond, ou encore demander des modifications. Le CEPED se réserve la possibilité d'effectuer lui-même des corrections de forme, ainsi que le regroupement de plusieurs articles dans le même numéro des *Dossiers*. Les matériaux reçus ne sont pas renvoyés à leurs auteurs, qui sont donc invités à en conserver le double.

Chaque auteur recevra 25 exemplaires du numéro contenant son (ou ses) article(s) s'il y a un seul auteur ou 15 exemplaires si plusieurs auteurs ont contribué au *Dossier*.

Les présentes instructions remplacent celles qui ont pu paraître antérieurement. Elles sont réputées être modifiables à tout moment en fonction des nécessités nouvelles.

## *PARUS DANS LA COLLECTION DES DOSSIERS DU CEPED*

- N° 70 – **GARENNE (Michel)**, 2002, Différences entre filles et garçons : Une revue des indicateurs sanitaires en Afrique subsaharienne, 29 p.
- N° 69 – **GAKUSI (Albert Énéas) ET GARENNE (Michel)**, 2002, Contexte économique et socio-politique de la santé publique au Rwanda, 49 p.
- N° 68 – **ANOAH (Amoakon), FASSASSI (Raïmi) et VIMARD (Patrice)**, 2002, Politique de population et planification familiale en Côte d'Ivoire, 45 p.
- N° 67 - **LYDIÉ (Nathalie) et GARENNE (Michel)**, 2001, Genre et Sida, 37 p.
- N° 66 - **JOSEPH (Véronique) et GARENNE (Michel)**, 2001, Datation de la baisse de la fécondité en Afrique subsaharienne, 64 p.
- N° 65 - **DELAUNAY (Valérie), ENEL (Catherine), LAGARDE (Emmanuel), DIALLO (Aldiouma), SECK (Karim), BECKER (Charles) et PISON (Gilles)**, 2001, Sexualité des adolescents : tendances récentes en milieu rural sénégalais, 34 p.
- N° 64 - **KOUAMÉ (Aka), KISHIMBA (Ngoy), KUÉPIÉ (Mathias) et TAMEKO (Donatien)**, 2001, Crise, réformes des politiques économiques et emploi à Yaoundé, 35 p.
- N° 63 - **PÉROUSE DE MONTCLOS (Marc-Antoine)**, 2001, Migrations forcées et urbanisation : le cas de Khartoum, 60 p.
- N° 62 - **BRAVO (Jorge)**, 2001, Vieillesse de la population et systèmes de retraite : l'Amérique latine dans une perspective internationale, 49 p.
- N° 61 - **GASTINEAU (Bénédicte) et SANDRON (Frédéric)**, 2000, La politique de planification familiale en Tunisie (1964-2000), 45 p.
- N° 60 - **ATTANÉ (Isabelle)**, 2000, La planification familiale en Chine, pour ou contre la femme ? Bilan de trois décennies, 56 p.
- N° 59 - **PÉROUSE DE MONTCLOS (Marc-Antoine)**, 2000, Villes en guerre en Somalie : Mogadiscio et Hargeisa, 65 p.
- N° 58 - **PRATA (Ndola)**, 2000, La scolarisation en Angola. Résultats de l'enquête MICS-1996, 44 p.
- N° 57 - **PÉROUSE DE MONTCLOS (Marc-Antoine)**, 2000, Kigali après la guerre : la question foncière et l'accès au logement, 41 p.
- N° 56 - **KOUAMÉ (Aka) ET GUEYE (Abdoulaye)**, 2000, Genre, éducation et accès au premier emploi : le cas de la ville d'Abidjan, 53 p.
- N° 55 - **KOUWONOU (Kodjovi)**, 1999, Famille et procréation au Sud-Est Togo : de nouvelles stratégies. Une analyse textuelle des entretiens de groupe, 50 p.



- N° 54 - **GARENNE (Michel), TOLLMAN (Stephen), KAHN (Kathleen) et GEAR (John)**, 1999, Causes de décès dans une zone rurale d'Afrique du Sud comparées à deux autres situations (Sénégal et France), 28 p.
- N° 53 - **LANGUÉ-MENYE (Gisèle)**, 1999, La promotion de la planification familiale au Cameroun : analyse de contenu des messages et impact d'une campagne de communication audiovisuelle, 48 p.
- N° 52 - **KEITA (Mohamed Lamine)**, 1999, Modernité et comportements démographiques en Guinée, 46 p.
- N° 51 - **ADJAMAGBO (Agnès)**, 1999, Crise en économie de plantation ivoirienne et transformation des rapports sociaux. Le dilemme féminin à Sassandra (Côte d'Ivoire), 35 p.
- N° 50 - **VU (Hoang Ngân)**, 1998, Le besoin de planification familiale au Viêt-Nam, 32 p.
- N° 49 - **SANDRON (Frédéric)**, 1998, La baisse de la fécondité en Tunisie, 55 p.
- N° 48 - **BAYA (Banza)**, 1998, Instruction des parents et survie de l'enfant au Burkina Faso : Cas de Bobo-Dioulasso, 27 p.
- N° 47 - **CALVÈS (Anne-Emmanuèle) et MEEKERS (Dominique)**, 1997, Statut matrimonial et valeur des enfants au Cameroun, 35 p.
- N° 46 - **GUILMOTO (Christophe)**, 1997, Migrations et institutions au Sénégal : effets d'échelle et déterminants, 37 p.
- N° 45 - **DOAN (Mau Diep), GUBRY (Patrick), HUGUET (Jerrold W.) et TRINH (Khac Tham)**, 1996, L'émergence des migrations spontanées au Viêt-nam : le cas de Vung Tau et de Dong Nai, 48 p.
- N° 44 - **LOCOH (Thérèse) et MAKDESSI (Yara)**, 1996, Politiques de population et baisse de la fécondité en Afrique subsaharienne, 40 p.
- N° 43 - **KÉLODJOUÉ (Samuel)**, 1996, Essai d'utilisation des statistiques d'état civil et sanitaires dans l'analyse de la mortalité à Yaoundé, 38 p.
- N° 42 - **NGONDO A PITSHANDENGE (Séraphin)**, 1996, La polyandrie chez les Bashilele du Kasai occidental (Zaïre) : fonctionnement et rôles, 22 p.
- N° 41 - **LÉRIDON (Henri) et TOULEMON (Laurent)**, 1996, La régulation des naissances se généralise, 19 p.
- N° 40 - **TRUONG (Si Anh), GUBRY (Patrick), VU (Thi Hong) et HUGUET (Jerrold W.)**, 1996, Ho Chi Minh Ville : de la migration à l'emploi, 52 p.
- N° 39 - **CATUSUS CERVERA (Sonia I)**, 1996, La population de Cuba : principales caractéristiques et tendances démographiques, 35 p.
- N° 38 - **GARENNE (Michel), CONINX (Rudi) et DUPUY (Chantal)**, 1996, Effets de la guerre civile au Centre-Mozambique et évaluation d'une intervention de la Croix Rouge, 25 p.
- N° 37 - **VIGNIKIN (Kokou)**, 1996, Ressources économiques et comportements démographiques des ménages agricoles : le cas des Éwé du Sud-Togo, 35 p.
- N° 36 - **KOUAMÉ (Aka) et RWENGE (Mburano)**, 1996, Structure de production et comportement procréateur en Côte d'Ivoire, 31 p.
- N° 35 - **VIVIER (Géraldine)**, 1996, Les migrations comoriennes en France : histoire de migrations coutumières, 38 p.

- N° 34 - **CHESNAIS (Jean-Claude)**, 1995, La transition démographique, trente ans de bouleversements (1965-1995), 25 p. 2<sup>e</sup> tirage.
- N° 33 - **LOVELL (Nadia)**, 1995, Pluralisme thérapeutique et stratégies de santé chez les Évhé du Sud-Est Togo, 20 p.
- N° 32 - **ANTOINE (Philippe) et NANITELAMIO (Jeanne)**, 1995, Peut-on échapper à la polygamie ?, 31 p. 2<sup>e</sup> tirage.
- N° 31 - **LOCOH (Thérèse)**, 1995, Familles africaines, population et qualité de la vie, 48 p. 3<sup>e</sup> tirage.
- N° 30 - **MESLÉ (France) et VALLIN (Jacques)**, 1995, La mortalité dans le monde : tendances et perspectives, 25 p. 3<sup>e</sup> tirage.
- N° 29 - **KAMDOUM (Antoine)**, 1994, Planification sanitaire et ajustement structurel au Cameroun, 37 p. *Épuisé.*
- N° 28 - **LALOU (Richard) et PICHÉ (Victor)**, 1994, Migration et sida en Afrique de l'ouest : un état des connaissances, 53 p. 3<sup>e</sup> tirage.
- N° 27 - **OUÉDRAOGO (Christine)**, 1994, Education de la mère et soins aux enfants à Ouagadougou, 37 p.
- N° 26 - **VALLIN (Jacques)**, 1994, Réflexions sur l'avenir de la population mondiale, 24 p. 4<sup>e</sup> tirage.
- N° 25 - **KOFFI N'GUESSAN**, 1993, Facteurs de fécondité en milieu rural forestier ivoirien, 40 p.
- N° 24 - **LAOUROU (Martin)**, 1993, Les disparités régionales de la mortalité au Bénin, 36 p.
- N° 23 - **GERVAIS (Raymond R.)**, 1993, Contribution à l'étude de l'évolution de la population de l'Afrique Occidentale Française, 1904-1960, 50 p.
- N° 22 - **ÉLOUNDOU-ÉNYÉGUÉ (Parfait Martial)**, 1992, Solidarité dans la crise ou crise des solidarités familiales au Cameroun ? Évolutions récentes des échanges entre villes et campagnes, 40 p. *Épuisé.*
- N° 21 - **VAZ-GRAVE (Maria Julia)**, 1992, La mortalité des enfants à Luanda, 39 p. *Épuisé.*
- N° 20 - **CANTRELLE (Pierre), THONNEAU (Patrick) et TOURÉ (Boubacar)**, 1992, Mortalité maternelle : Deux études communautaires en Guinée, 43 p.
- N° 19 - **LOCOH (Thérèse)**, 1992, Vingt ans de planification familiale en Afrique subsaharienne, 27 p. 2<sup>e</sup> tirage. *Épuisé.*
- N° 18 - **BARBIERI (Magali)**, 1991, Les déterminants de la mortalité des enfants dans le Tiers-Monde, 40 p. 2<sup>e</sup> tirage. *Épuisé.*
- N° 17 - **KEUMAYE (Ignegongba)**, 1991, La fécondité en Mauritanie, 39 p. *Épuisé.*
- N° 16 - **TABAH (Léon)**, 1991, Dix problèmes de population en perspective - Hommage à Jean Bourgeois-Pichat et à Alfred Sauvy, 31 p. *Épuisé.*
- N° 15 - **EVINA AKAM**, 1990, La mesure de l'infécondité et de la sous-fécondité, 39 p. *Épuisé.*
- N° 14 - **ASSOGBA (L. N. Mensan)**, 1990, Statut de la femme, structures familiales, fécondité : transitions dans le Golfe du Bénin, 28 p. *Épuisé.*

- N° 13 - **FILIPPI (Véronique) et GRAHAM (Wendy)**, 1990, Estimer la mortalité maternelle à l'aide de la méthode des soeurs, 29 p. *Épuisé.*
- N° 12 - **ANTOINE (Philippe) et NANITELAMIO (Jeanne)**, 1990, La montée du célibat féminin dans les villes africaines. Trois cas : Pikine, Abidjan et Brazzaville, 27 p. *Épuisé.*
- N° 11 - **CHARMES (Jacques)**, 1990, Deux études sur l'emploi dans le monde arabe, 37 p. *Épuisé.*
- N° 10 - **CANTRELLE (Pierre) et LOCOH (Thérèse)**, 1990, Facteurs culturels et sociaux de la santé en Afrique de l'ouest, 36 p. *Épuisé.*
- N° 9 - **VÉRON (Jacques)**, 1989, Eléments du débat Population Développement, 48 p. 2° tirage. *Épuisé.*
- N° 8 - **LÊ CHAU et PAPAIL (Jean)**, 1989, Transformations agraires et mobilités de la main-d'oeuvre dans la région Nord-Andine de l'Équateur, 18 p.
- N° 7 - **CANTRELLE (Pierre) et GENDREAU (Francis)**, 1989, Prospective des déséquilibres mondiaux - Démographie et santé, 33 p. *Épuisé.*
- N° 6 - **LOCOH (Thérèse)**, 1989, Les politiques de population en matière de fécondité dans les pays francophones : l'exemple du Togo, 20 p. *Épuisé.*
- N° 5 - **GUBRY (Patrick)**, 1988, Rétention de la population et développement en milieu rural : à l'écoute des paysans mafa des Monts Mandara (Cameroun), 24 p. *Épuisé.*
- N° 4 - **CHASTELAND (Jean-Claude)**, 1988, État et besoins de la recherche démographique dans la perspective des recommandations de la Conférence de Mexico et de ses réunions préparatoires, 43 p. *Épuisé.*
- N° 3 - **LOCOH (Thérèse)**, 1988, La fécondité en Afrique noire : un progrès rapide des connaissances mais un avenir encore difficile à discerner, 26 p. *Épuisé.*
- N° 2 - **GUBRY (Patrick) et SALA DIAKANDA (Mpembele)**, 1988, Politiques africaines en matière de fécondité : de nouvelles tendances, 50 p. *Épuisé.*
- N° 1 - **CLAIRIN (Rémy) et GENDREAU (Francis)**, 1988, La connaissance des effectifs de population en Afrique : bilan et évaluation - Hommage à Rémy Clairin, 35 p. *Épuisé.*

### *PARU EN ESPAGNOL*

- N° 1 - **MESLÉ (France) et VALLIN (Jacques)**, 1995, La mortalidad en el mundo : tendencias y perspectivas, 24 p.

### *PARUS EN ANGLAIS*

- N° 3 - **CALVÈS (Anne-Emmanuèle) et MEEKERS (Dominique)**, 1997, The advantages of having many children for women in formal and informal unions in Cameroon, 38 p.
- N° 2 - **LOCOH (Thérèse) et MAKDESSI (Yara)**, 1996, Population policies and fertility decline in sub-Saharan Africa, 40 p.
- N° 1 - **MESLÉ (France) et VALLIN (Jacques)**, 1996, Mortality in the world : trends and prospects, 24 p.

Imprimé en France par INSTAPRINT S.A.  
1-2-3, levée de la Loire – LA RICHE – B.P. 5927 – 37059 TOURS Cedex 1  
Tél. 02 47 38 16 04

Dépôt légal 1<sup>er</sup> trimestre 2002



CEPED

15, rue de l'École de Médecine  
75270 Paris Cedex 06 (France)

Tél. : 01 44 41 82 30

Tél. international : +33 1 44 41 82 30

Fax : 01 44 41 82 31

Fax international : +33 1 44 41 82 31

Site web : <http://www.ceped.ined.fr>

Photo de couverture : écorce battue,  
art Mangbetu (Zaïre oriental).  
Reproduit avec l'aimable autorisation  
du Musée Royal de l'Afrique Centrale  
(Tervuren, Belgique).  
Maquette : Marie-Agnès BRAY, IRD  
(ex ORSTOM)

Prix de vente : 30 F. TTC ou 4,55 €