

Bernard Barrère et Gora Mboup

Les niveaux, tendances et caractéristiques de la mortalité des enfants sont fonction des conditions sanitaires, environnementales, socio-économiques et culturelles qui prévalent dans une population et dans ses diverses couches sociales. C'est pourquoi, le niveau de mortalité des enfants est souvent considéré comme un des meilleurs indicateurs du niveau de développement d'un pays. Le niveau de mortalité constitue ainsi l'une des composantes essentielles de l'Indice du Développement Humain (IDH) élaboré par les Nations Unies. La connaissance de la mortalité des enfants est donc indispensable, non seulement aux spécialistes des questions de population, mais aussi aux responsables de mise en place des programmes de santé et de développement socio-économique. C'est dans cette perspective que s'inscrit l'un des principaux objectifs de l'EDSM : collecter des informations sur la mortalité des enfants.

Par ailleurs, les complications de la grossesse et de l'accouchement entraînent annuellement plus d'un demi million de décès de femmes, dont 99 % se produisent dans les pays en voie de développement (OMS/FNUAP/UNICEF/Banque Mondiale, 1999). Un autre objectif important de l'EDSM était donc de collecter les informations nécessaires pour estimer le niveau de la mortalité maternelle en Mauritanie. L'estimation de ce phénomène est en effet nécessaire pour permettre la mise en place de programmes de santé et de planification familiale utiles pour la protection de la santé des mères.

9.1 MORTALITÉ DES ENFANTS

9.1.1 Méthodologie

L'estimation de la mortalité des enfants peut être obtenue de deux manières différentes à partir de données d'enquête :

- par la méthode basée sur l'historique des naissances;
- par la méthode basée sur le nombre d'enfants nés vivants et le nombre d'enfants survivants.

Lorsque les informations sur l'âge des enfants survivants, et l'année de naissance et l'âge au décès des enfants décédés sont suffisamment précises, la méthode basée sur l'historique des naissances fournit les meilleurs résultats. Dans le cas de l'EDSM, l'analyse a fait apparaître certains problèmes dans les données relatives au décès des enfants et, de ce fait, cette méthode n'a pas pu être utilisée. Parmi les problèmes rencontrés, il faut citer :

- principalement, le sous-enregistrement des événements, en particulier l'omission d'enfants qui meurent très jeunes, quelques heures ou jours après la naissance. Ces sous-enregistrements d'enfants décédés semblent s'être surtout produits chez les femmes les plus âgées, à parité élevée et, plus particulièrement dans les zones du Fleuve et du Centre qui sont essentiellement rurales.
- les déplacements de certaines dates de naissance des enfants. Ces déplacements, différentiels selon que les enfants sont toujours vivants ou décédés, provoquent des sous-

estimations des niveaux de mortalité pour certaines périodes (par exemple, 0-4 ans avant l'enquête) et, corrélativement, des surestimations pour les périodes précédentes (par exemple, 5-9 ans avant l'enquête) ou suivantes. À l'Annexe C, le tableau C.5 fournit la distribution des naissances, selon leur état de survie et par année de naissance. Le « rapport de naissances annuelles » semble indiquer un manque de naissances en 1995 et un surplus pour l'année 1994. Ces déplacements sont particulièrement importants pour les enfants décédés, nés en *sous-nombre* en 1995 (rapport = 39 < 100) et en *surnombre* en 1994 (rapport = 259 > 100).

- l'imprécision des déclarations d'âge au décès, en particulier l'attraction des 12 mois comme âge au décès qui, en transformant une partie des décès de jeunes enfants (moins de 12 mois) en décès d'enfants plus âgés (12 à 59 mois), engendre une sous-estimation de la mortalité infantile et une surestimation de la mortalité juvénile.

Les indicateurs de mortalité présentés dans ce chapitre ont, par conséquent, été calculés à partir d'informations sur le nombre total d'enfants que la femme a mis au monde et sur le nombre total d'enfants survivants. À partir de ces informations, les indicateurs suivants ont été calculés :

- **quotient de mortalité infanto-juvénile** (${}_5q_0$) qui mesure, à la naissance, la probabilité de décéder avant d'atteindre le cinquième anniversaire;
- **quotient de mortalité infantile** (${}_1q_0$) qui mesure, à la naissance, la probabilité de décéder avant d'atteindre le premier anniversaire (le terme taux de mortalité infantile sera aussi utilisé pour désigner le quotient de mortalité infantile);
- **quotient de mortalité juvénile** (${}_4q_1$) qui mesure, chez les enfants âgés d'un an exact, la probabilité de décéder avant d'atteindre le cinquième anniversaire.

La méthode utilisée part du principe que la proportion d'enfants nés vivants, puis décédés (tableau 9.1), donne une indication de la mortalité des enfants. Pour tout groupe de femmes, les naissances se répartissent d'une certaine façon dans le temps, et le temps écoulé depuis sa naissance mesure, pour chaque enfant, la durée de son exposition au risque de décès. La proportion de décès parmi les enfants nés vivants d'un groupe de femmes dépend donc de la répartition de ces enfants par durée d'exposition au risque de décès et des risques de mortalité eux-mêmes. En tenant compte des effets de la répartition des naissances dans le temps, Brass (1975) a converti la proportion de décès en une mesure conventionnelle de la mortalité qui en exprime la moyenne effective. Il a élaboré un premier modèle convertissant la proportion de décès parmi les enfants nés vivants déclarés par les femmes dans les groupes d'âges de 15-19 ans, 20-24 ans, etc. en estimations de la probabilité de décéder avant d'atteindre certains âges de l'enfance. En partant de $D(i)$, la proportion des décès parmi les enfants nés vivants dans les groupes d'âges quinquennaux successifs (où $i=1$ désigne le groupe d'âges 15-19 ans, $i=2$ désigne celui de 20-24 ans, etc.), Brass a élaboré un procédé permettant de convertir les valeurs de $D(i)$ en estimation de $q(x)$, c'est-à-dire la probabilité de décéder entre la naissance à l'âge x . L'équation d'estimation est la suivante :

Tableau 9.1 Enfants nés vivants et enfants survivants

Nombre moyen d'enfants nés vivants et nombre moyen d'enfants survivants par femme, selon l'âge, EDSM Mauritanie 2000-01

Groupe d'âges	Nombre moyen d'enfants né vivants	Nombre moyen d'enfants survivants
15-19	0,17	0,16
20-24	0,94	0,84
25-29	2,11	1,89
30-34	3,62	3,28
35-39	5,05	4,46
40-44	5,64	4,81
45-49	6,18	5,33

$$q(x) = k(i) \times D(i)$$

où le facteur $k(i)$ est destiné à tenir compte des facteurs autres que la mortalité qui déterminent la valeur de $D(i)$.

Brass (1975) a trouvé que la relation entre $D(i)$ et $q(x)$ dépend d'abord de la répartition des enfants nés vivants d'un groupe d'âges de femmes par durée de leur exposition au risque de décès. Le risque de décès d'un enfant n'est fonction que de son âge et non d'autres facteurs tels que le rang de sa naissance ou l'âge de sa mère. En pratique, le risque de mortalité est bien supérieur à la moyenne pour les enfants de jeunes mères. C'est pourquoi, l'estimation du taux de mortalité infantile $q(1)$ indique souvent une mortalité plus forte si elle découle des naissances des femmes âgées de 15-19 ans, ou même de celles de 20-24 ans dans un pays comme la Mauritanie où les femmes entrent dans la vie féconde assez tardivement (âge médian à la première naissance supérieur à 20 ans). Pour cette raison, mais aussi parce que le nombre de bébés qui décèdent et qui sont nés de femmes de ces groupes d'âges est généralement faible, on écarte le plus souvent les estimations de mortalité basées sur ces groupes de femmes. Un autre phénomène déjà mentionné et observé à l'EDSM est l'omission de certaines naissances, décédées par la suite, chez les femmes les plus âgées et à forte parité. Pour ces différentes raisons, pour les estimations de la mortalité, on a retenu le groupe d'âges 25-29 ans qui semble, d'une part, présenter le moins d'erreurs d'omission et, d'autre part, couvrir les naissances de tous les rangs.

Par ailleurs, la méthode de Brass s'appuie sur les tables-type de mortalité de Coale et Demeny (1966) pour fournir des taux de mortalité selon quatre catégories de modèles : Nord, Sud-Est, Est et Ouest. L'état sanitaire et nutritionnel des enfants (voir chapitres 7 et 8) corrobore un niveau de mortalité juvénile encore élevé en Mauritanie. Par rapport aux autres modèles, le modèle Nord est celui qui fournit les niveaux de mortalité juvénile les plus cohérents avec cette situation sanitaire. Il a donc été retenu pour l'estimation de la mortalité des enfants en Mauritanie.

9.1.2 Résultats

Le tableau 9.2 présente les niveaux de mortalité des enfants, estimés par la méthode Brass à partir de la proportion d'enfants décédés, nés de femmes de 25-29 ans, et en utilisant le modèle Nord des tables-type de Coale et Demeny. Le fait de baser les calculs sur les naissances nées de femmes de 25-29 ans permet d'obtenir une estimation récente des niveaux de mortalité, centrée sur l'année 1997

Le risque de décéder entre la naissance et le premier anniversaire est évalué à 74 ‰, ce qui signifie que, sur 1000 enfants qui naissent vivants, 74 décèdent avant d'atteindre leur premier anniversaire. La mortalité juvénile, ou risque de décéder entre le premier et le cinquième anniversaire, s'établit à 46 ‰. Globalement, le risque de décéder entre la naissance et le cinquième anniversaire est de 116 ‰ : ainsi, plus d'un enfant né vivant sur dix meurt avant l'âge de 5 ans.

Du point de vue du sexe, comme dans la plupart des populations, on observe une mortalité plus élevée chez les garçons que chez les filles : entre la naissance et le cinquième anniversaire, le quotient de mortalité des garçons est estimé à 127 ‰, soit près de 20 % plus élevé que celui des filles (106 ‰). Au cours de la première année, la mortalité des garçons (82 ‰) est 24 % supérieure à celle des filles (66 ‰).

Du point de vue du milieu de résidence, et à tous les âges, la mortalité des enfants du milieu urbain est plus faible que celle de ceux du milieu rural (${}_5q_0$ de 112 ‰ contre 120 ‰). Cependant, compte tenu des écarts existants entre les deux milieux de résidence du point de vue des indicateurs sanitaires et nutritionnels, on aurait pu s'attendre à un écart de mortalité nettement plus important. L'analyse des données a montré que les sous-enregistrements étaient nettement plus importants en rural qu'en urbain. Il se peut donc que, même en utilisant la méthode indirecte, les niveaux de mortalité des zones rurales soient encore légèrement sous-estimés, ce qui signifie, par conséquent, qu'il se peut que la mortalité au niveau national soit, elle aussi, mais dans une moindre mesure, légèrement sous-estimée.

Du point de vue géographique, les niveaux de mortalité entre la naissance et le cinquième anniversaire varient de 98 ‰ dans le Centre à 140 ‰ dans le Sud-Est. Là encore, il est surprenant de constater que les zones du Fleuve et du Centre se caractérisent par les plus faibles niveaux de mortalité (respectivement 106 ‰ et 98 ‰), inférieurs à ceux de Nouakchott et de la zone Nord. Là encore, l'analyse des données a montré que les sous-enregistrements étaient nettement plus importants dans ces deux zones (essentiellement rurales) que dans le reste du pays. Pour cette raison, les niveaux de mortalité estimés pour ces deux zones doivent être utilisés avec prudence.

Les résultats du tableau 9.2 indiquent enfin que les enfants dont la mère a, au moins, un niveau d'instruction primaire courent des risques de mortalité nettement plus faibles que ceux dont la mère n'a jamais fréquenté l'école ou seulement l'école coranique (${}_5q_0$ de 96 ‰ contre 128 ‰). De plus, on peut noter que les écarts de mortalité sont importants, que ce soit entre la naissance et le premier anniversaire ou entre les premier et cinquième anniversaires.

La comparaison des données de l'EDSM 2000-01 avec celles des enquêtes antérieures¹ permet de retracer les tendances de la mortalité des enfants (graphique 9.1). Il faut tout d'abord noter que la comparaison des estimations de l'ENMF et de la MMCHS présentent certaines

Tableau 9.2 Mortalité des enfants de moins de cinq ans

Quotients de mortalité infantile, juvénile et infanto-juvénile selon le sexe, la résidence et le niveau d'instruction de la mère, estimés selon la méthode de Brass¹ pour l'année 1997, EDSM Mauritanie 2000-01

Caractéristique	Mortalité infantile 190	Mortalité juvénile 491	Mortalité infanto-juvénile 590
Sexe de l'enfant			
Masculin	82	49	127
Féminin	66	43	106
Milieu de résidence			
Urbain	71	44	112
Rural	76	48	120
Zone			
Nouakchott	75	47	119
Sud-Est	87	58	140
Fleuve	68*	41*	106*
Nord	82	53	131
Centre	63*	37*	98*
Niveau d'instruction de la mère			
Aucun ou coranique seulement	80	52	128
Primaire ou plus	62	36	96
Ensemble	74	46	116

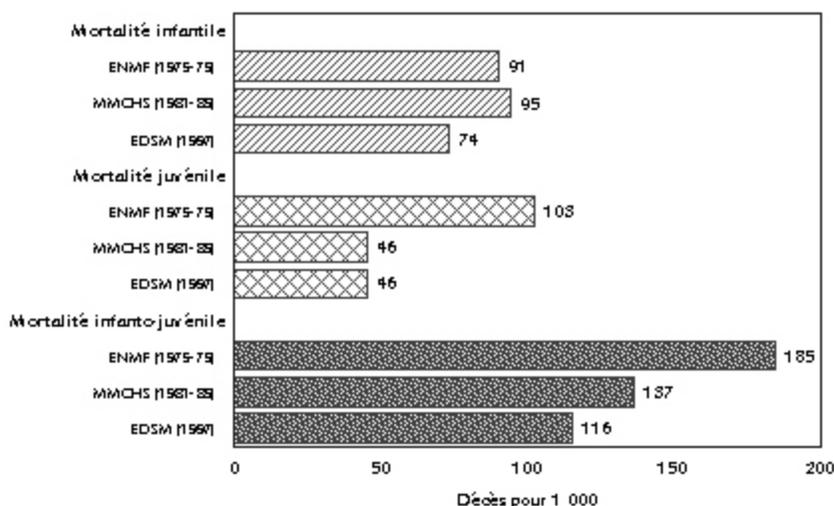
¹ En utilisant le modèle Nord des tables-type de Coale et Demeny

* Ces niveaux de mortalité doivent être utilisés avec prudence car l'analyse a montré qu'ils sont vraisemblablement sous-estimés.

¹ L'Enquête Nationale Mauritanienne sur la Fécondité (ENMF) de 1981 et la *Mauritania Maternal and Child Health Survey* (MMCHS) de 1990-91. Les niveaux de mortalité présentés pour ces deux enquêtes ont été estimés au moyen de la méthode directe.

incohérences. En effet, entre les années 1975-79 et les années 1981-85, soit au cours d'une période d'environ six ans, alors que la mortalité infantile n'aurait pratiquement pas changé, la mortalité juvénile aurait connu une chute spectaculaire, mais peu vraisemblable, passant de 103 ‰ à 46 ‰. Il semble donc que la MMCHS ait nettement sous-estimé les niveaux de mortalité juvénile. Globalement, la mortalité infanto-juvénile, estimée à 137 ‰ par la MMCHS serait donc également sous-estimée. De ce fait, il est préférable de comparer les niveaux actuels de mortalité à ceux estimés par l'ENMF de 1981. Entre 1975-79 et 1997, soit au cours d'une période d'environ 20 ans, la mortalité infantile aurait baissé sensiblement, passant de 91 ‰ à 74 ‰, et la mortalité juvénile aurait baissé de façon importante, mais vraisemblable sur une période de 20 ans, passant de 103 ‰ à 46 ‰. Globalement la mortalité des enfants de moins de 5 ans aurait baissé d'environ un tiers entre la fin des années 1970 et la fin des années 1990.

**Graphique 9.1 Tendances de la mortalité des enfants
ENMF 1981, MMCHS 1990-91 et EDSM 2000-01**



Note : les années qui suivent le nom des enquêtes indiquent la période pour laquelle les niveaux de mortalité ont été calculés.

9.2 MORTALITÉ MATERNELLE

Au cours de l'EDSM, des informations ont été collectées pour estimer le niveau de la mortalité maternelle en utilisant la méthode directe.

Pour utiliser la méthode directe d'estimation de la mortalité maternelle, il faut disposer de données sur l'âge des sœurs survivantes et, pour les sœurs décédées, sur l'âge au décès et le nombre d'années écoulées depuis le décès. Pour des périodes de référence bien définies, les données sont agrégées pour déterminer le nombre de personnes-années d'exposition à la mortalité et le nombre de décès maternels survenus dans chaque période de référence. Les taux de mortalité maternelle sont alors directement estimés en divisant le nombre de décès dus à des *causes maternelles* par le nombre de personnes-années soumises à l'exposition. Le résultat de ce calcul donne la proportion de sœurs, parmi toutes les sœurs de l'enquêtée, qui sont décédées de causes dues à la maternité. Cette proportion peut alors être convertie en une mesure du risque de mortalité maternelle, comme cela sera expliqué plus loin. C'est une estimation non biaisée de la probabilité de décéder de cause

maternelle, pourvu que le risque de décès soit identique pour toutes les sœurs (Trussel et Rodriguez, 1990).

9.2.1 Collecte des données

Le questionnaire utilisé pour la collecte des données sur la mortalité maternelle est présenté en Annexe (Section 9 du Questionnaire Femme). En premier lieu, on a demandé à chaque femme enquêtée la liste de tous ses frères et sœurs, c'est-à-dire tous les enfants que sa mère a mis au monde, en commençant par le premier-né. On a demandé ensuite à l'enquêtée l'état de survie de ses frères et sœurs et, pour ceux qui étaient encore en vie, on lui a demandé leur âge. Pour ceux qui étaient décédés, on s'est informé sur le nombre d'années écoulées depuis le décès et sur l'âge au décès. Dans le cas où des réponses précises sur l'âge ou sur le nombre d'années écoulées depuis le décès ne pouvaient être obtenues, les enquêtrices étaient autorisées à accepter des réponses approximatives.

Pour les sœurs décédées, on a posé trois questions pour déterminer si le décès était en rapport avec la maternité :

- « *Est-ce que [NOM DE LA SŒUR] est décédée pendant un accouchement ?* » Dans le cas d'une réponse négative, on demandait alors :
- « *Est-ce que [NOM DE LA SŒUR] est décédée dans les deux mois suivant la fin d'une grossesse ou un accouchement ?* » Dans le cas d'une réponse négative à cette deuxième question, on demandait alors :
- « *Est-ce que [NOM DE LA SŒUR] était enceinte quand elle est décédée ?* »

L'ensemble de ces décès sont considérés comme des décès maternels. Les questions ont été libellées pour encourager l'enquêtée à déclarer tout décès survenu durant la grossesse ou l'ayant suivi, quelle qu'en soit l'issue et, en particulier, une grossesse ayant donné lieu à un avortement provoqué.

9.2.2 Évaluation de la qualité des données

L'estimation du niveau de mortalité maternelle nécessite tout d'abord des données exactes sur le nombre de sœurs de l'enquêtée, le nombre de celles qui sont décédées et le nombre de celles dont le décès est lié à la maternité. Il n'existe pas de procédure clairement définie pour établir la complétude des données recueillies par une enquête rétrospective sur la survie des sœurs. L'estimation directe de la mortalité maternelle nécessite, en plus, des données exactes sur la survie des sœurs, sur l'âge et sur le nombre d'années écoulées depuis le décès des sœurs, informations qui demandent des précisions que les enquêtées peuvent ne pas connaître. Le nombre de frères et sœurs déclaré par l'enquêtée, et la complétude des données déclarées sur l'âge, l'âge au décès et le nombre d'années écoulées depuis le décès sont présentés au tableau 9.3.

L'information concernant l'état de survie n'est manquante que pour 35 frères (0,1 %). Par ailleurs, des données complètes ont été obtenues pour presque toute la fratrie² de la femme

² Le terme *fratrie* utilisé ici fait référence à l'ensemble des frères et sœurs de la femme enquêtée, issus de la même mère.

Tableau 9.3 Complétude de l'information sur les frères et sœurs

Nombre de frères et sœurs déclarés par les enquêtées et complétude des données déclarées concernant l'état de survie, l'âge, l'âge au décès et le nombre d'années écoulées depuis le décès, EDSM Mauritanie 2000-01

Frères et sœurs selon la complétude de l'information	Soeurs		Frères		Ensemble	
	Effectif	%	Effectif	%	Effectif	%
État de survie						
Survivants	16 964	85,0	18 533	85,0	35 497	85,0
Décédés	2 987	15,0	3 251	14,9	6 238	14,9
ND/Manquant	16	0,1	19	0,1	35	0,1
Total des frères et sœurs	19 966	100,0	21 804	100,0	41 770	100,0
Âge des survivants						
Âge déclaré	16 907	99,7	18 480	99,7	35 388	99,7
ND/Manquant	57	0,3	53	0,3	109	0,3
Total des survivants	16 964	100,0	18 533	100,0	35 497	100,0
Âge au décès et nombre d'années depuis le décès						
Âge et nombre d'années déclarés	2 944	98,6	3 200	98,4	6 144	98,5
Âge au décès manquant	28	0,9	32	1,0	60	1,0
Nombre d'années manquantes	7	0,2	11	0,3	18	0,3
Âge et nombre d'années manquant	8	0,3	9	0,3	17	0,3
Total des décédés	2 987	100,0	3 251	100,0	6 238	100,0

enquêtee, quel que soit l'état de survie. Pour la quasi-totalité des frères et sœurs survivants (99,7 %), un âge a été déclaré et les informations apparaissent aussi complètes pour les frères que pour les sœurs. Pour les membres décédés de la fratrie, dans la très grande majorité des cas (98,5 %), on dispose d'informations, à la fois, sur l'âge au décès ainsi que sur le nombre d'années écoulées depuis le décès : le nombre de cas pour lesquels des informations sont manquantes (âge au décès et/ou année écoulée depuis le décès) est quasiment identique pour les frères et pour les sœurs. Plutôt que d'exclure des analyses suivantes les frères et sœurs pour lesquels certaines données sont manquantes, on a utilisé les informations concernant le rang de naissance des frères et sœurs en conjonction avec d'autres informations pour imputer une valeur aux données manquantes³. Les données sur la survie des frères et sœurs, y compris les cas avec des valeurs imputées, ont été utilisées dans le calcul direct des taux de mortalité des adultes et des taux de mortalité pour cause maternelle.

³ L'imputation est basée sur l'hypothèse selon laquelle l'ordre des frères et sœurs est correct. Premièrement, on a calculé une date de naissance pour chaque frère et sœur survivant dont on connaît l'âge et, pour chaque frère et sœur décédés pour lesquels on avait des informations complètes sur l'âge au décès et sur le nombre d'années écoulées depuis le décès. Pour les frères et sœurs pour lesquels ces données sont manquantes, on a imputé une date de naissance à l'intérieur de l'intervalle délimité par les dates de naissance des frères et sœurs "encadrant". Pour les frères et sœurs survivants, on a calculé un âge à partir de la date de naissance imputée. Dans le cas de frères et de sœurs décédés, si l'on disposait soit de l'âge au décès, soit du nombre d'années écoulées depuis le décès, cette information a été combinée avec la date de naissance attribuée pour fournir l'information manquante. Si aucune des deux informations n'était disponible, la distribution de l'âge au décès des frères et sœurs dont on connaissait seulement l'âge au décès mais pas le nombre d'années écoulées depuis le décès a été utilisée comme base pour l'imputation de l'âge au décès.

Le nombre d'informations manquantes en ce qui concerne les dates n'est qu'un indicateur de la qualité d'ensemble des données. La complétude des informations de base, à savoir l'omission possible de frères ou de sœurs, est beaucoup plus importante. Le tableau 9.4 présente différents tests permettant d'évaluer cette complétude. Tout d'abord, on s'attend à ce que, en moyenne, la date de naissance des enquêtées se situe au milieu des dates de naissance de sa fratrie. Si l'année de naissance médiane des frères et sœurs est beaucoup plus tardive que celle des enquêtées, cela signifierait que les enquêtées ont systématiquement omis des frères et sœurs plus âgés, peut-être parce que certains d'entre eux sont décédés avant qu'elles ne soient nées. Dans le cas de la Mauritanie, l'année médiane de naissance des frères et sœurs est supérieure d'un an à celle des enquêtées (1975 contre 1974)⁴ ce qui dénote une très légère sous-déclaration des frères et sœurs les plus âgés. Ces derniers étant plus susceptibles d'être décédés que les plus jeunes, cela pourrait entraîner une très légère sous-estimation de la mortalité d'ensemble. Cependant, du point de vue de la mesure de la mortalité maternelle, que tous les frères et sœurs soient déclarés n'est pas le fait le plus important; par contre, il est crucial que les données soient aussi complètes que possible sur les sujets soumis au risque de mortalité maternelle, à savoir les sœurs en âge de procréation.

Deux autres tests permettant d'évaluer la complétude de l'enregistrement des frères et sœurs figurent au tableau 9.4 : il s'agit du rapport de masculinité à la naissance et de la taille moyenne de la fratrie. Pour l'ensemble des frères et sœurs, le rapport de masculinité à la naissance est de 109 hommes pour 100 femmes, ce qui est légèrement supérieur à ce qui est généralement observé, puisque le rapport de masculinité à la naissance varie autour de 105 hommes pour 100 femmes. La taille moyenne de la fratrie (y compris l'enquêtée) est de 6,4, ce qui paraît assez proche de ce que l'on sait de la parité finale passée des femmes mauritaniennes.

Tableau 9.4 Indicateurs de la qualité des données sur les frères et sœurs

Répartition (en %) des enquêtées et des frères et sœurs selon l'année de naissance, rapport de masculinité à la naissance, et évolution de la taille moyenne de la fratrie selon l'année de naissance de l'enquêtée, EDSM Mauritanie 2000-01

Année de naissance	Répartition en %	
	Enquêtées	Frères/ Soeurs
Avant 1945	0,0	1,0
1945-49	0,0	1,6
1950-54	3,8	4,0
1955-59	7,9	5,9
1960-64	11,5	10,3
1965-69	13,1	11,7
1970-74	17,6	15,5
1975-79	18,4	14,2
1980 ou plus tard	27,7	35,9
Total	100,0	100,0
Intervalle	1950-1986	1922-2000
Médiane	1974	1975
Effectif	7 728	41 770

Année de naissance de l'enquêtée	Évolution	
	Taille moyenne de la fratrie	Rapport de masculinité à la naissance
1950-54	5,2	114,5
1955-59	5,7	113,0
1960-64	5,9	106,3
1965-69	6,3	107,7
1970-74	6,6	112,2
1975-79	6,8	107,9
Années 1980-84	6,6	108,6
Ensemble	6,4	109,2

⁴ On notera que la distribution des années de naissance des frères et sœurs ne suit pas celle des enquêtées : alors que les années de naissance des enquêtées se répartissent sur 35 ans (1950-1985), celles des frères et sœurs portent sur 77 ans.

Le rapport de masculinité à la naissance varie relativement peu (de 114 à 106) compte tenu de la variabilité bien connue du rapport de masculinité dans les petits échantillons; cette évolution ne fait apparaître aucune tendance nette à l'omission de l'un ou l'autre sexe. Par contre, l'évolution de la taille de la fratrie, qui semble être restée quasiment stable à partir des années 1970 jusqu'à aujourd'hui, mais qui diminue au-delà de 1965-69 semblerait indiquer qu'il y ait eu certaines omissions de frères et sœurs d'enquêtées nées 30 ans et plus avant l'enquête. Ce résultat pourrait confirmer ce qui a été noté précédemment concernant de possibles omissions des frères et sœurs les plus âgés et, comme conséquence, une possible légère sous-estimation de la mortalité passée.

9.2.3 Estimation de la mortalité adulte

Les estimations de la mortalité masculine et féminine par âge pour la période de 0-6 ans avant l'enquête, calculées directement d'après les déclarations sur la survie des frères et des sœurs, sont présentées au tableau 9.5. Le nombre de décès de frères et sœurs survenus pendant la période de référence aux âges de 15 à 49 ans n'est pas très important (243 femmes et 235 hommes), de sorte que les taux par âge sont basés sur des événements relativement peu nombreux qui sont donc sujets aux variations d'échantillonnage.

Les résultats du tableau 9.5 font apparaître un niveau de mortalité assez peu élevé entre 15 et 49 ans, estimé à 3,0 ‰ pour l'ensemble des femmes et à 2,8 ‰ pour l'ensemble des hommes. Comme les décès à ces âges restent, néanmoins, relativement rares et comme les données sont celles d'un échantillon, les taux ne varient pas de façon régulière selon l'âge. Néanmoins, la tendance générale de la mortalité par âge semble plausible. Par ailleurs, mis à part à 15-19 ans et 40-49 ans, la mortalité des femmes est toujours supérieure à celle des hommes (3,0 ‰ pour les femmes de 15-49 ans, contre 2,8 ‰ pour les hommes du même âge). Ce résultat assez surprenant, puisque dans la majorité des populations la mortalité des hommes adultes est supérieure à celle des femmes, pourrait résulter soit d'un sous-enregistrement des décès de frères soit d'une surmortalité réelle des femmes de 20-39 ans. Le sous-enregistrement des décès étant généralement plus important chez les femmes que chez les hommes, cette hypothèse semble peu se justifier. Il faudrait alors retenir la seconde hypothèse d'une surmortalité féminine, peut-être due à une forte prévalence des maladies cardio-vasculaires due à la pratique du gavage.

Tableau 9.5 Estimation de la mortalité adulte par âge

Estimation directe de la mortalité par âge à partir des données concernant l'état de survie des frères et sœurs des femmes enquêtées, par sexe, pour la période 0-6 ans avant l'enquête, EDSM Mauritanie 2000-01

SEXE FÉMININ			
Taux estimés pour 1994-2001			
Groupe d'âges	Décès	Années d'exposition	Taux (‰)
15-19	31	17 830	1,77
20-24	54	18 342	2,92
25-29	43	15 943	2,68
30-34	49	12 265	3,96
35-39	34	9 007	3,72
40-44	23	5 406	4,21
45-49	10	2 896	3,49
15-49	243	81 689	3,04 ^a
SEXE MASCULIN			
Taux estimés pour 1994-2001			
Groupe d'âges	Décès	Années d'exposition	Taux (‰)
15-19	44	18 485	2,39
20-24	39	19 249	2,03
25-29	30	18 080	1,64
30-34	46	14 465	3,16
35-39	31	10 286	3,03
40-44	29	5 783	5,02
45-49	16	3 360	4,73
General	235	89 708	2,78 ^a

^a Taux standardisés par âge

9.2.4 Estimation directe de la mortalité maternelle

L'estimation directe de la mortalité maternelle, obtenue à partir des déclarations sur la survie des sœurs, est présentée au tableau 9.6. Les décès maternels sont au nombre de 95 pour la période 1994-2001. À la différence de la mortalité générale qui augmente assez régulièrement avec l'âge, les taux par âge augmentent jusqu'à 30-34 ans, âges de forte fécondité, pour diminuer ensuite de façon assez irrégulière. Étant donné le nombre peu important d'événements et, de ce fait, les variations aléatoires des taux par âge, la méthode retenue est l'estimation d'un taux unique de mortalité pour cause maternelle correspondant aux âges de procréation. L'estimation d'ensemble de la mortalité pour cause maternelle, exprimée pour 1 000 femmes-années d'exposition, est égale à 1,13 pour la période 1994-2001.

Tableau 9.6 Estimation directe de la mortalité maternelle				
Estimation directe de la mortalité maternelle à partir des données concernant l'état de survie des sœurs des femmes enquêtées pour la période 0-6 ans avant l'enquête, EDSM Mauritanie 2000-01				
Groupe d'âges	Décès maternels	Années d'exposition	Taux par cause maternelle (‰)	Proportion des décès maternels/ Ensemble des décès
15-19	5	17 830	0,28	15,8
20-24	26	18 342	1,43	48,9
25-29	20	15 943	1,23	45,8
30-34	23	12 265	1,87	47,2
35-39	15	9 007	1,66	44,6
40-44	6	5 406	1,11	26,3
45-49	1	2 896	0,27	7,9
15-49	95	81 689	1,13 ^a	39,3
Taux global de fécondité générale (TGFG ‰)			152	
Taux de mortalité maternelle (TMM) ^b			747	
Risque de mortalité maternelle sur la durée de vie (RDV) ^c			0,036	
^a Taux standardisés par âge				
^b Pour 100 000 naissances. Calculé comme suit : (Taux de mortalité cause maternelle 15-49 ans)/TGFG.				
^c Par femme. Calculé à partir de la formule suivante : $(1-RDV) = (1 - TMM/100\ 000)^{ISF}$, où ISF est l'Indice Synthétique de Fécondité de la période 0-6 ans avant l'enquête, estimé à 4,9 enfants par femme.				

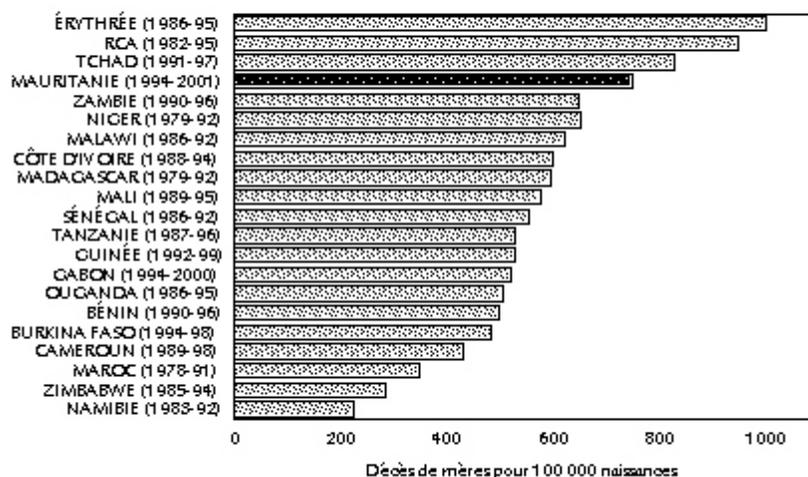
Le taux de mortalité pour cause maternelle aux âges de procréation peut être converti en taux de mortalité maternelle, exprimés pour 100 000 naissances vivantes, en le divisant par le taux global de fécondité pour la période donnée (tableau 9.6). Exprimé de cette manière, on met davantage en relief le risque obstétrical de la grossesse et de la maternité. Le taux de mortalité maternelle ainsi calculé est de 747 décès maternels pour 100 000 naissances pour la période 1994-2001.

À partir des taux de mortalité maternelle, on a également calculé au tableau 9.6 le risque de mortalité maternelle sur la durée de vie⁵ qui exprime la probabilité pour une femme de décéder par cause maternelle durant les âges de procréation. Le risque est de 0,036 pour la période 1994-2001 : en d'autres termes, une femme court un risque de 1 sur 28 de décéder pour cause maternelle pendant les âges de procréation.

Au tableau 9.6 figurent enfin les proportions de décès imputables aux causes maternelles, par groupe d'âges, pour la période 1994-2001. Alors que les différentes mesures de la mortalité présentées précédemment peuvent être affectées par des sous-déclarations, il est permis de penser que ces proportions ne le sont pas, dans la mesure où l'on peut supposer que les sous-déclarations éventuelles n'affectent pas davantage les décès par cause maternelle que les autres décès. On constate de fortes variations de ces proportions qui atteignent leur maximum entre 20 et 39 ans, âges de forte fécondité, où plus de deux décès de femme sur cinq serait dû à des causes maternelles. Pour l'ensemble des décès de femmes en âge de procréation (15-49 ans), près de deux décès sur cinq (39 %) serait dû à des causes maternelles.

L'estimation directe du taux de mortalité maternelle en Mauritanie est, selon l'EDSM, de 747 décès maternels pour 100 000 naissances vivantes pour la période 1994-2001. Les taux de mortalité maternelle estimés selon la même méthodologie lors d'enquêtes EDS menées récemment dans d'autres pays africains figurent au graphique 9.2.

Graphique 9.2 Mortalité maternelle en Mauritanie et dans d'autres pays africains, EDS 1991-2000



Note : les années qui suivent le nom des pays indiquent la période pour laquelle les taux de mortalité maternelle ont été calculés.

On constate qu'avec 747 décès maternels pour 100 000 naissances vivantes, le niveau de la mortalité maternelle en Mauritanie est l'un des plus élevés des pays africains pour lesquels on dispose d'une estimation directe à partir des données des enquêtes EDS. En particulier, la mortalité maternelle en Mauritanie serait près de 30 % plus élevée qu'au Mali et qu'au Sénégal, elle serait plus de deux fois plus élevée qu'au Maroc et, surtout, elle est 34 fois plus élevée que dans les pays développés. Ce résultat met en évidence les progrès considérables qui doivent être accomplis pour améliorer la santé et la survie des mères mauritaniennes.

⁵ La formule de calcul de cette probabilité figure en note du tableau 9.6.