CHAPITRE 10

MORTALITÉ MATERNELLE

Bernard Barrère

10.1 INTRODUCTION

On estime qu'à l'heure actuelle, 99 % des décès dus à des causes maternelles se produisent dans les pays en voie de développement; selon l'OMS et l'UNICEF, le taux de mortalité maternelle en Afrique se situerait entre 800 et 900 décès pour 100 000 naissances¹. Étant donné l'importance de ce phénomène, au cours de l'EDSC-II, on a collecté des informations sur la survie des soeurs; en utilisant des méthodes d'estimation directe et indirecte (Graham et al., 1989; Rutenberg et al., 1990), ces informations permettent d'estimer le niveau de la mortalité maternelle au Cameroun.

Pour utiliser la méthode directe d'estimation de la mortalité maternelle, il faut disposer de données sur l'âge des soeurs survivantes et, pour les soeurs 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 soeurs, parmi toutes les soeurs 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 soeurs (Trussel et Rodriguez, 1990).

La méthode indirecte d'estimation de la mortalité maternelle ne nécessite aucune information sur l'âge au décès maternel et sur le nombre d'années écoulées depuis le décès maternel de la soeur. Cette méthode estime le risque, pour toutes les soeurs, de décéder pour causes maternelles sur la durée de la période de procréation. Étant donné que les estimations se réfèrent à la durée de vie des soeurs des enquêtées, elles ne s'appliquent pas à une période de temps bien délimitée, mais elles sont le reflet des conditions de mortalité qui correspondent à une période dont le milieu se situerait, approximativement, 12 ans avant l'enquête.

10.2 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 soeurs, 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 soeurs 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.

¹ Organisation Mondiale de la Santé, 1986 et 1996.

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

- « Est-ce que [NOM DE LA SOEUR] est décédée pendant un accouchement ? » Dans le cas d'une réponse négative, on demandait alors :
- « Est-ce que [NOM DE LA SOEUR] est décédée dans les deux mois suivant la fin d'une grossesse ou d'un accouchement? » Dans le cas d'une réponse négative à cette deuxième question, on demandait alors :
- « Est-ce que [NOM DE LA SOEUR] 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 ayant suivi une grossesse, quelle qu'en soit l'issue et, en particulier, une grossesse ayant donné lieu à un avortement provoqué, alors qu'on ne posait aucune question directe à propos de ce type d'événement.

10.3 ÉVALUATION DE LA QUALITÉ DES DONNÉES

Que l'on utilise la méthode d'estimation directe ou indirecte, l'estimation du niveau de mortalité maternelle nécessite des données exactes sur le nombre de soeurs 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 soeurs. L'estimation directe nécessite, en plus des données exactes sur la survie des soeurs, des données sur l'âge et sur le nombre d'années écoulées depuis le décès des soeurs, informations qui demandent des précisions que les enquêtées peuvent ne pas connaître. Le nombre de frères et soeurs 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 10.1.

| Frères et soeurs selon | Soeurs | | Frères | | Ensemble | |
|---------------------------------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|
| différentes variables | Effectif | % | Effectif | % | Effectif | % |
| État de survie | | | | | | |
| Survivants | 12 767 | 80,9 | 12 839 | 77,7 | 25 606 | 79,3 |
| Décédés | 3 006 | 19,1 | 3 673 | 22,2 | 6 679 | 20,7 |
| ND/Manquant | 4 | 0,0 | 9 | 0,1 | 13 | 0,0 |
| Total des frères et soeurs | 15 777 | 100,0 | 16 522 | 100,0 | 32 298 | 100,0 |
| Âge des survivants | | | | | | |
| Âge déclaré | 12 712 | 99,6 | 12 783 | 99,6 | 25 495 | 99,6 |
| ND/Manquant | 55 | 0,4 | 56 | 0,4 | 111 | 0,4 |
| Total des survivants | 12 767 | 100,0 | 12 839 | 100,0 | 25 606 | 100,0 |
| Âge au décès et nombre d'années | | | | | | |
| depuis le décès | 2.016 | 07.0 | 2.520 | 06.1 | 6 445 | 06.5 |
| Âge et nombre d'années déclarés | 2 916 | 97,0 | 3 529 | 96,1 | 6 445 | 96,5 |
| Âge au décès manquant | 6 | 0,2 | 11 | 0,3 | 16 | 0,2 |
| Nombre d'années manquantes | 66 | 2,2 | 105 | 2,9 | 171 | 2,6 |
| Âge et nombre d'années manquant | 18 | 0,6 | 29 | 0,8 | 47 | 0, |
| Total des décédés | 3 006 | 100,0 | 3 673 | 100,0 | 6 679 | 100,0 |

D'après ce tableau, l'information concernant l'état de survie n'est manquante que pour 13 frères ou soeurs (0,04 %). Par ailleurs, des données complètes ont été obtenues pour presque toute la fratrie² de la femme enquêtée, quel que soit l'état de survie. Pour la quasi-totalité des frères et soeurs survivants (99,6 %), un âge a été déclaré ou estimé et les informations apparaissent aussi complètes pour les frères que pour les soeurs. Pour les membres décédés de la fratrie, dans la très grande majorité des cas (97 %), 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 données, déclarées ou estimées, sont manquantes (âge au décès et/ou année écoulée depuis le décès) varie très peu selon le sexe : 3 % pour les femmes et 4 % pour les hommes. Plutôt que d'exclure des analyses suivantes les frères et soeurs pour lesquels certaines données sont manquantes, on a utilisé les informations concernant le rang de naissance des frères et soeurs en conjonction avec d'autres informations pour imputer une valeur aux données manquantes³. Les données sur la survie des frères et soeurs, 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.

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 soeurs, est beaucoup plus importante. Le tableau 10.2 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 soeurs est beaucoup plus tardive que celle des enquêtées, cela signifierait que les enquêtées ont systématiquement omis des frères et soeurs plus âgés, peut-être parce que certains d'entre eux sont décédés avant qu'elles ne soient nées. Dans le cas du Cameroun, l'année médiane de naissance des frères et soeurs est supérieure d'un an à celle des enquêtées (1972 contre 1971)⁴ ce qui dénote une très légère sous-déclaration des frères et soeurs 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 soeurs soient déclarés n'est pas 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 soeurs en âge de procréation.

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

³ L'imputation est basée sur l'hypothèse selon laquelle l'ordre des frères et soeurs est correct. Premièrement, on a calculé une date de naissance pour chaque frère et soeur survivant dont on connaît l'âge et pour chaque frère et soeur décédé 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 soeurs 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 soeurs "encadrants". Pour les frères et soeurs survivants, on a calculé un âge à partir de la date de naissance imputée. Dans le cas de frères et de soeurs 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 soeurs 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.

⁴ On notera que la distribution des années de naissance des frères et soeurs ne suit pas celle des enquêtées : alors que les années de naissance des enquêtées se répartissent sur 36 ans (1948-1983), celles des frères et soeurs portent sur 82 ans.

Deux autres tests permettant d'évaluer la complétude de l'enregistrement des frères et soeurs figurent au tableau 10.2 : il s'agit du rapport de masculinité à la naissance et de la taille moyenne de la fratrie.

Pour l'ensemble des frères et soeurs, le rapport de masculinité à la naissance est de 105 hommes pour 100 femmes, ce qui correspond à ce qui est généralement observé puisque le rapport de masculinité à la naissance ne varie qu'assez peu autour de 105 hommes pour 100 femmes, quelles que soient les populations. En outre, le rapport de masculinité à la naissance varie relativement peu selon l'année de naissance de l'enquêtée (de 99 à 110). Compte tenu de la variabilité bien connue du rapport de masculinité dans les petits échantillons, ces variations ne font apparaître aucune tendance particulière du sous-enregistrement possible des soeurs.

La taille moyenne de la fratrie (y compris l'enquêtée) est de 6,9, ce qui est très proche de ce que l'on sait de la parité finale passée des femmes camerounaises. Par contre, l'évolution de la taille de la fratrie, qui diminue avec l'année de naissance des enquêtées, en particulier à partir des années de naissance précédant 1960, semblerait indiquer qu'il y ait eu certaines omissions de frères et soeurs d'enquêtées nés 38 ans et plus avant l'enquête. Ceci en supposant, bien entendu, que la fécondité n'a pas augmenté au cours du temps. Ce résultat va dans le sens de ce qui a été noté précédemment concernant de possibles omissions des frères et soeurs les plus âgés et, comme conséquence, une possible très légère sous-estimation de la mortalité passée.

<u>Tableau 10.2 Indicateurs de la qualité des données sur les frères et soeurs</u>

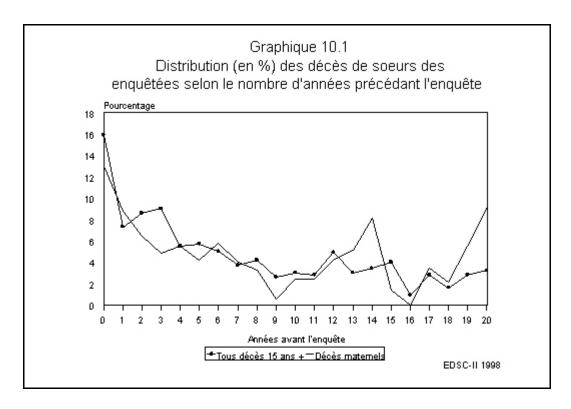
Répartition (en %) des enquêtées et des frères et soeurs selon l'année de naissance, année de naissance médian, rapport de masculinité à la naissance, et évolution de la taille moyenne de la fratrie selon l'année de naissance de l'enquêtée, EDSC-II Cameroun 1998

| | Répartition en % | | | | |
|--------------------|------------------|-------------------|--|--|--|
| Année de naissance | Enquêtées | Frères/ Soeurs | | | |
| Avant 1945 | 0,0 | 2,2 | | | |
| 1945-49 | 2,1 | 3,0 | | | |
| 1950-54 | 6,5 | 5,1 | | | |
| 1955-59 | 9,5 | 8,4 | | | |
| 1960-64 | 11,7 | 11,0 | | | |
| 1965-69 | 14,5 | 13,9 | | | |
| 1970-74 | 17,2 | 15,4 | | | |
| 1975-79 | 22,2 | 14,8 | | | |
| 1980 ou plus tard | 16,3 | 26,2 | | | |
| Total | 100,0 | 100,0 | | | |
| Intervalle | 1948-1983 | 1915-1997 | | | |
| Médiane | 1 971 | 1972 | | | |
| Effectif | 5 501 | 32 295 | | | |
| | | | | | |

| | Évo | olution |
|---------------|---------|-------------|
| | Taille | Rapport de |
| Année de | moyenne | masculinité |
| naissance | de la | à la |
| de l'enquêtée | fratrie | naissance |
| Années 1940 | 6,1 | 105,3 |
| 1950-54 | 6,2 | 99,0 |
| 1955-59 | 6,5 | 110,3 |
| 1960-64 | 6,8 | 107,3 |
| 1965-69 | 7,1 | 101,6 |
| 1970-74 | 7.0 | 103,0 |
| 1975-79 | 7,1 | 106,3 |
| Années 1980 | 6,8 | 104,4 |
| Ensemble | 6,9 | 104,7 |

Avec ce type de données, il peut se poser un autre problème : celui de l'attraction pour certaines valeurs préférentielles, valeurs utilisées par les enquêtées qui ne connaissent pas avec précision l'âge exact au décès et/ou le nombre exact d'années écoulées depuis le décès, mais qui peuvent en fournir une estimation. La distribution des décès survenus à l'âge de 15 ans et plus, pour toutes les soeurs et pour celles qui sont décédées de causes maternelles, est présentée au graphique 10.1 selon le nombre d'années écoulées depuis que le décès s'est produit.

L'allure générale de ce graphique semble indiquer, tout d'abord, une certaine concentration des décès de soeurs (décès maternels ou non) au cours de la période la plus récente : proportionnellement, deux fois plus de décès de soeurs se seraient produits au cours des dix dernières années qu'au cours des dix années précédentes. Une certaine concentration au cours de la période la plus récente est, en partie, "normale" dans la mesure où, plus on se rapproche de la période de l'enquête, plus les membres de la fratrie sont âgés et donc plus exposés au risque de décès. Par contre, si la mortalité avait baissé de façon significative au cours du temps, cela devrait annuler, ou du moins fortement limiter, cette augmentation des décès au cours de la période récente. La tendance observée pourrait donc s'expliquer, en partie, par le fait qu'au Cameroun le



niveau de mortalité n'a que peu varié (ou peut-être légèrement augmenté) au cours des dernières années. Néanmoins, cette concentration pourrait également être, en partie, la conséquence d'une sous-estimation des décès au fur et à mesure que l'on s'éloigne dans le temps, hypothèse qui a déjà été avancée précédemment. Que ce soit pour l'ensemble des décès ou pour les seuls décès maternels, le graphique 10.1 ne met en évidence aucune attraction importante pour certaines années précédant l'enquête. Au niveau de l'ensemble des décès, on peut noter néanmoins une certaine attraction pour les décès qui se seraient produits 14 ans et 20 ans avant l'enquête.

Une période de 10 années (c'est-à-dire 0-9 années avant l'enquête) a été retenue pour les estimations de mortalité générale et de mortalité maternelle. Cette période de référence de 10 ans a été retenue afin de pouvoir obtenir une estimation du niveau de mortalité maternelle le plus récent possible, tout en disposant d'un nombre suffisant de cas de décès maternels (qui restent, malgré tout, relativement rares) pour réduire au maximum les erreurs de sondage et obtenir une estimation fiable.

10.4 ESTIMATION DIRECTE DE LA MORTALITÉ ADULTE

Les estimations de la mortalité masculine et féminine par âge pour la période de 0-9 ans avant l'enquête, calculées directement d'après les déclarations sur la survie des frères et des soeurs, sont présentées au tableau 10.3. Le nombre de décès de frères et soeurs survenus pendant cette période de référence aux âges de 15 à 49 ans n'est pas très important (275 femmes et 344 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 10.3 font apparaître un niveau de mortalité relativement élevé entre 15 et 49 ans, estimé à 3,5 ‰ pour l'ensemble des femmes et à 4,4 ‰ 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. En particulier, la mortalité à 40-44 ans semble manifestement surestimée pour les femmes et, à l'inverse, la mortalité à 35-39 ans semble nettement sous-estimée. Il s'agit très certainement ici de mauvaises déclarations d'âge au décès, certains décès de 35-39 ans

Tableau 10.3 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 soeurs des femmes enquêtées, par sexe, Cameroun 1989-1998 et taux des tables types de mortalité

| | | | SEXE FE | EMININ | | | |
|---------------|--------|-----------------------|-------------------|--|-------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| | Taux e | estimés pour 1989 | -1998 | Tables types de mortalité ^a | | | |
| Groupe d'âges | Décès | Années d'expositio | Taux (‰) | Nord niveau 17 e0=60,0 | Ouest niveau 17 e0=60,0 | Est niveau 16 e0=57,5 | Sud niveau 16 e0=57,5 |
| 15-19 | 43,6 | 20 310 | 2,15 | 2,68 | 2,51 | 2,30 | 2,34 |
| 20-24 | 59,5 | 19 526 | 3,05 | 3,33 | 3,33 | 3,08 | 3,06 |
| 25-29 | 52,7 | 16 293 | 3,23 | 3,87 | 3,85 | 3,62 | 3,47 |
| 30-34 | 45,2 | 12 465 | 3,63 | 4,41 | 4,43 | 4,14 | 3,73 |
| 35-39 | 27,1 | 8 352 | 3,25 | 5,09 | 5,16 | 4,85 | 4,21 |
| 40-44 | 31,2 | 4 728 | 6,60 | 6,16 | 6,14 | 5,69 | 4,95 |
| 45-49 | 15,9 | 2 453 | 6,47 | 7,12 | 7,72 | 7,20 | 5,95 |
| 15-49 | 275 | | 3,50 ^b | | | | |

SEXE MASCULIN

| Groupe d'âges | Taux e | estimés pour 1989 | -1998 | Tables types de mortalité ^a | | | | |
|---------------|--------|-----------------------|-------------------|--|-------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|--|
| | Décès | Années d'expositio | Taux (‰) | Nord niveau 17 e0=56,3 | Ouest niveau 17 e0=56,5 | Est niveau 16 e0=53,7 | Sud niveau 16 e0=56,3 | |
| 15-19 | 43,5 | 20 106 | 2,16 | 3,36 | 2,78 | 2,75 | 2,17 | |
| 20-24 | 62,1 | 19 289 | 3,22 | 4,83 | 3,94 | 4,00 | 3,28 | |
| 25-29 | 62,7 | 16 281 | 3,85 | 5,03 | 4,22 | 4,06 | 3,31 | |
| 30-34 | 70,1 | 12 515 | 5,60 | 5,40 | 4,81 | 4,50 | 3,91 | |
| 35-39 | 49,5 | 8 450 | 5,86 | 6,09 | 5,86 | 5,56 | 4,50 | |
| 40-44 | 38,3 | 4 755 | 8,05 | 7,41 | 7,64 | 7,34 | 6,00 | |
| 45-49 | 18,2 | 2 476 | 7,34 | 9,22 | 10,28 | 10,19 | 8,02 | |
| 15-49 | 344 | | 4,38 ^b | | | | | |

^a Source: Coale, A. J. et P. Demeny, 1966.

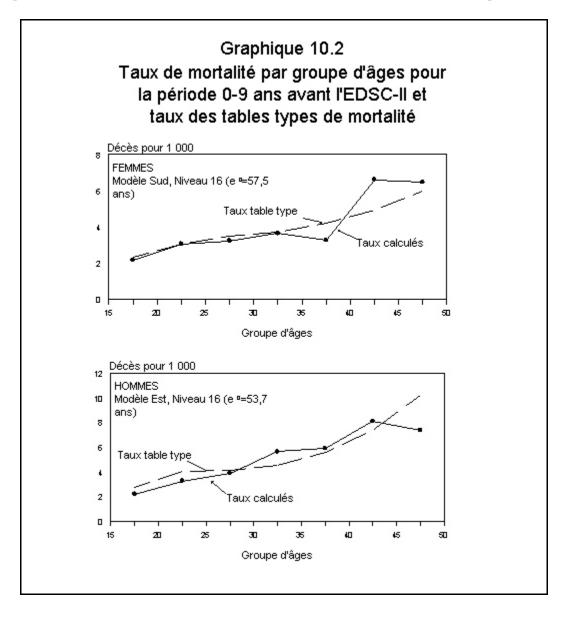
ayant été déplacés à 40-44 ans. Chez les hommes, c'est à 45-49 ans que le taux de mortalité semble manifestement sous-estimé. Néanmoins, pour les femmes comme pour les hommes, la tendance générale de la mortalité par âge semble plausible. Avec une augmentation régulière par âge, le taux à 40-49 ans pour les femmes (6,6 ‰) est 2,5 fois plus élevé que le taux à 15-24 ans (2,6 ‰); pour les hommes, le taux à 40-49 ans (7,8 ‰) est 2,9 fois plus élevé que celui à 15-24 ans (2,7 ‰). Par ailleurs, et comme il fallait s'y attendre, les taux de mortalité des hommes sont supérieurs à ceux des femmes.

Il est important d'évaluer la fiabilité des estimations directes des niveaux de mortalité puisque les données sur la mortalité des soeurs constituent la base de calcul de la mortalité maternelle. Si l'estimation de la mortalité adulte n'est pas fiable, l'estimation de la mortalité maternelle ne le sera pas davantage. L'évaluation de la mortalité est faite en comparant les taux calculés à partir de l'enquête aux taux estimés à partir de tables types de mortalité. Le niveau de mortalité par âge obtenu à partir de différents jeux de tables

Taux standardisés par âge

types⁵ est présenté au tableau 10.3. Les tables ont été sélectionnées à un niveau de mortalité approximativement égal au quotient de mortalité infanto-juvénile ($_5q_0$) estimé pour la période de dix ans précédant l'EDSC-II⁶.

Pour les femmes, les taux les plus proches de ceux calculés sont ceux de la table type du Modèle Sud, niveau 16, avec une espérance de vie à la naissance de 57,5 ans; pour les hommes, les taux les plus proches de ceux calculés sont ceux de la table type du Modèle Est, niveau 16, avec une espérance de vie à la naissance de 53,7 ans (graphique 10.2). Malgré les sous-estimations ou surestimations des taux à certains âges qui ont été signalées précédemment, quel que soit le sexe, la tendance générale des deux séries de taux est suffisamment proche pour confirmer la qualité des données collectées sur la survie des frères et soeurs des enquêtées : les estimations de mortalité basées sur ces données semblent tout à fait plausibles.



⁵ Il s'agit ici des tables de Coale et Demeny (Coale et Demeny, 1966).

⁶ Pour la période de dix ans précédant l'enquête, le quotient de mortalité entre la naissance et le cinquième anniversaire (5q0) est de 149 % pour le sexe masculin et de 144 % pour le sexe féminin.

ESTIMATION DIRECTE DE LA MORTALITÉ MATERNELLE 10.5

L'estimation directe de la mortalité maternelle, obtenue à partir des déclarations sur la survie des soeurs, est présentée au tableau 10.4. Les décès maternels sont au nombre de 71 pour la période 1989-1998. La tendance des taux par âge est assez irrégulière. On constate cependant que les taux les plus élevés sont concentrés aux âges de forte fécondité (20-34 ans). 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 de 0,85 pour la période 1989-1998.

Les taux de mortalité pour cause maternelle peuvent être convertis en taux de mortalité maternelle, exprimés pour 100 000 naissances vivantes, en les divisant par le taux global de fécondité pour la période donnée (tableau 10.4). Exprimé de cette manière, on met davantage en relief le risque obstétrical de la grossesse et de la maternité. Le taux de mortalité maternelle (TMM) est estimé à 430 décès maternels pour 100 000 naissances pour la période 1989-1998.

| Tableau 10.4 | Estimation | directe. | de la | mortalité | maternelle |
|--------------|------------|----------|-------|-----------|------------|
| | | | | | |

Estimation directe de la mortalité maternelle à partir des données concernant l'état de survie des soeurs des femmes enquêtées pour la période 0-9 ans avant l'enquête, EDSC-II Cameroun 1998

| Groupe d'âges | Décès maternels | Années d'exposition | Taux par cause maternelle (‰) | Proportion des décès maternels/ Ensemble des décès |
|-----------------------------------|----------------------------------|------------------------|--|--|
| 15-19 | 8,1 | 20 310 | 0,40 | 0,18 |
| 20-24 | 23,2 | 19 526 | 1,19 | 0,39 |
| 25-29 | 16,4 | 16 293 | 1,04 | 0,31 |
| 30-34 | 14,0 | 12 465 | 1,12 | 0,31 |
| 35-39 | 6,4 | 8 352 | 0,76 | 0,24 |
| 40-44 | 1,8 | 4 728 | 0,39 | 0,06 |
| 45-49 | 1,3 | 2 453 | 0,52 | 0,08 |
| 15-49 | 71 | 84 128 | 0,85 ^a | 0,26 |
| Taux global de | fécondité générale | (TGFG ‰) | 197 ^a | |
| Taux de mortal | lité maternelle (TM | 430 | | |
| Risque de mort sur la durée de | talité maternelle e vie (RDV) | | 0,024 | |

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) , où ISF est l'Indice or, où ISF est l'Indice Synthétique de Fécondité de la période 0-9 ans avant l'enquête, estimé à 5,7 enfants par femme.

À partir du taux de mortalité maternelle, on a calculé, au tableau 10.4, le risque de mortalité maternelle sur la durée de vie⁷ (RDV). Cette indicateur exprime la probabilité pour une femme de décéder par cause maternelle durant les âges de procréation. Ce risque est estimé à 0,024 pour la période 1989-1998, en d'autres termes, une femme court un risque de 1 sur 41 de décéder pour cause maternelle pendant les âges de procréation.

Au tableau 10.4 figurent enfin les proportions de décès imputables aux causes maternelles, par groupe d'âges, pour la période 1989-1998. 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 à 20-24 ans où près de deux décès de femme sur cinq (39 %) seraient dus à des causes maternelles. Pour l'ensemble des décès de femmes en âge de procréation (15-49 ans), plus d'un décès sur 4 (26 %) serait dû à des causes maternelles.

10.6 ESTIMATION INDIRECTE DE LA MORTALITÉ MATERNELLE

Les données sur la survie des soeurs peuvent aussi être utilisées pour estimer la mortalité maternelle par la méthode indirecte (Graham et al., 1989). Dans ce cas, les données sont agrégées par groupes d'âges de 5 ans des enquêtées. Pour chaque groupe d'âges, les informations sur le nombre de décès maternels parmi toutes les soeurs des enquêtées et sur le nombre de soeurs/unités d'exposition au risque sont utilisées pour estimer le risque de décéder sur la durée de vie par cause maternelle. L'approche indirecte fournit également une estimation d'ensemble de la mortalité maternelle pour les soeurs de l'ensemble des enquêtées qui se rapporte à une période de temps centrée approximativement sur 12 ans avant l'enquête. Quand on travaille sur des petits échantillons, il est préférable d'utiliser l'estimation d'ensemble, qui est moins sensible aux variations d'échantillonnage.

Les estimations indirectes de la mortalité maternelle sont présentées au tableau 10.5. Les estimations du risque de décéder sur la durée de vie pour cause maternelle, par groupe d'âges, varient de 0,021 à 0,05. Quand on considère l'ensemble des enquêtées, le risque de décéder sur la durée de vie pour cause maternelle est égal à 0,034 soit, en d'autres termes, un risque de 1 sur 29. Cette valeur peut être transformée en une estimation du taux de mortalité maternelle⁸ (décès maternels pour 100 000 naissances). L'estimation, centrée à environ 12 ans avant l'enquête, soit autour de 1986, est de 504 pour 100 000.

⁷ La formule de calcul de cette probabilité figure en note du tableau 10.4.

⁸ La formule de calcul de ce taux figure en note du tableau 10.5.

<u>Tableau 10.5 Estimation indirecte de la mortalité maternelle</u>

Estimation de la mortalité maternelle par la méthode indirecte, EDSC-II Cameroun 1998

| Groupe d'âges des enquêtées | Nombre d'enquêtées | Nombre de soeurs de 15 ans + | Nombre de soeurs décédées | Décès maternels ajustées | Facteurs d'ajustement pour l'exposition | Soeurs/ unité d'exposition au risque | Risque de mortalité maternelle sur la durée de vie (RDV) |
|-----------------------------------|-----------------------|------------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|--|---|---|
| 15-19 | 1 282 | 2 732 ^a | 49 | 14,8 | 0,107 | 292,3 | 0,050 |
| 20-24 | 1 128 | 2404_{0}^{a} | 65 | 17,8 | 0,206 | 495,2 | 0,036 |
| 25-29 | 921 | 1 963 ^a | 76 | 26,5 | 0,343 | 673,3 | 0,039 |
| 30-34 | 714 | 1 682 | 83 | 29,6 | 0,503 | 846,0 | 0,035 |
| 35-39 | 618 | 1 367 | 70 | 18,6 | 0,664 | 908,0 | 0,021 |
| 40-44 | 479 | 997 | 78 | 19,9 | 0,802 | 799,3 | 0,025 |
| 45-49 | 360 | 742 | 104 | 33,1 | 0,900 | 667,4 | 0,050 |
| 15-49 ans | 5 501 | 11 886 | 526 | 160 | - | 4 681,5 | 0,034 |
| Taux de mort | alité maternelle (7 | $(MM)^b =$ | 504 | | | | |

 ^a Obtenu en multipliant le nombre d'enquêtées par le nombre moyen de soeurs de 15 ans et plus par enquêtée, déclarées par les enquêtées de 35-49 ans.
^b TMM = (1 -[1 - RDV]^{1/ISF}) x (100 000), où ISF est l'Indice Synthétique de Fécondité de la période 10-14 ans avant

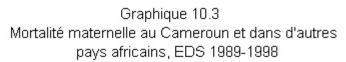
10.7 CONCLUSION

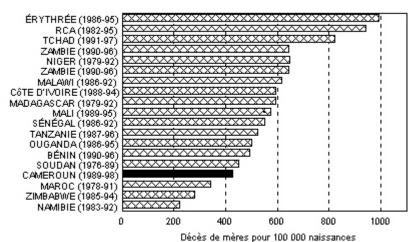
L'estimation directe du taux de mortalité maternelle au Cameroun pour la période 1989-1998 (centrée autour de l'année 1993) est, selon l'EDSC-II, de 430 décès maternels pour 100 000 naissances vivantes. L'estimation indirecte fournit un taux de 504 qui représente une moyenne couvrant une longue période, centrée approximativement sur 12 ans avant l'enquête, soit 1986. Étant donné le degré d'erreur de sondage associé à ces estimations de mortalité et aux différences dans les méthodes de calculs, ces deux taux peuvent être considérés comme assez voisins. Globalement, on peut estimer qu'au Cameroun, depuis les années 1980, le taux de mortalité maternelle se situe entre 400 et 500 décès pour 100 000 naissances vivantes.

Les taux de mortalité maternelle estimés selon la même méthodologie lors d'enquêtes EDS menées récemment dans d'autres pays africains figurent au graphique 10.3.

Bien que pour de nombreux pays africains, les niveaux de mortalité maternelle estimés soient plus élevés, il n'en reste pas moins que le Cameroun se caractérise par une forte mortalité maternelle : elle est environ 1,5 fois plus élevée qu'au Zimbabwé, 1,9 fois plus élevée qu'en Namibie et, surtout, elle est près de 17 fois plus élevée que dans les pays développés. Au Cameroun, dans 1 cas sur 4, les décès des femmes qui se produisent entre 15 et 49 ans sont dus à des causes maternelles et une femme court un risque de 1 sur 41 de décéder pour cause maternelle pendant les âges de procréation. Ces résultats mettent en évidence les progrès considérables qui doivent être accomplis pour améliorer la santé et la survie des mères camerounaises.

TMM = (1 - [1 - RDV] x (100 000), où ISF est l'Indice Synthétique de Fécondité de la période 10-14 ans avant l'enquête, estimé à 6,9 enfants par femme. Le taux est exprimé pour 100 000 naissances.





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