

DIFFICULTES A APPLIQUER LA METHODE DE BRASS EN AFRIQUE TROPICALE

UNE ETUDE DE CAS AU SENEGAL EN MILIEU RURAL

MICHEL GARENNE

Population Studies Center

University of Pennsylvania

Communication présentée au Séminaire de l'UIESP, Séminaire sur les méthodes d'analyse et de collecte des données dans les études sur la mortalité, Dakar, 7-10 juillet 1981

RESUME

Dans cette communication l'auteur compare les données d'une étude suivie de la mortalité infanto-juvénile avec les estimations faites à partir des questions retrospectives sur la survie des enfants et la méthode de Brass (Sine Saloum, Sénégal). L'auteur montre l'influence sur les multiplicateurs de la structure par âge des décès, des omissions d'enfants décédés et des erreurs sur l'âge. Il met en doute la validité des multiplicateurs actuellement disponibles pour le cas de l'Afrique Tropicale. Il en conclue que l'on ne peut pas avoir d'estimations précises de la mortalité infanto-juvénile en Afrique Tropicale à partir des méthodes indirectes et des questions sur la survie des enfants, dans l'état actuel des connaissances.

REMERCIEMENTS

L'auteur tient à remercier tout particulièrement Etienne Van de Walle et Pierre Cantrelle qui l'ont encouragé à poursuivre cette étude, ainsi que Samuel Preston et Abdelaziz Farah qui ont relu et commenté le manuscrit.

Les méthodes indirectes d'estimation de la mortalité sont aussi anciennes que la démographie elle-même. Louis Henry (1960) cite Deparcieux, démographe français du 18^e siècle, qui utilisait déjà les données sur la survie des enfants pour estimer l'espérance de vie. Lotka (1931) a étudié formellement la relation entre mortalité et proportion d'orphelins. Mais ce n'est qu'avec l'apparition de tables type de mortalité que les méthodes indirectes connurent leur essor. A l'aide de celles des Nations Unies (1956) Louis Henry (1960) propose une méthode pour estimer la mortalité des adultes à partir des données sur la proportion d'orphelins.

En utilisant son standard de mortalité, Brass (Brass et Coale, 1968) fournit une méthode pratique de conversion des proportions d'enfants décédés chez les mères d'un groupe d'âge donné en quotient de mortalité. Par la suite Sullivan (1972) et Trussel (1975) ont étendu la méthode à d'autres structures de la mortalité: celles des tables régionales de Coale et Demeny (1966). La méthode a connu de nouveaux développements avec Preston et Palloni (1977), Palloni (1980) et Finney (1980). Elle est aussi exposée et commentée dans Brass (1975, 1978), le manuel de la NAS (1981), K. Hill (1981).

Les méthodes indirectes d'estimation de la mortalité et principalement la méthode de Brass ont fait l'objet d'un débat continu sur leur précision et leur utilité et même de critiques sévères de la part des démographes francophones. Plusieurs papiers présentés à ce séminaire abordent le sujet : D. Tabutin, K. Hill, C. Arretx.

Le but de cette communication est de donner un exemple des problèmes que l'on peut rencontrer dans l'application de la méthode de Brass en Afrique Tropicale. Ces problèmes, tels qu'une structure atypique de la mortalité infanto-juvénile, des erreurs sur l'âge, une sous-estimation des décès précoces, sont probablement plus aigus en Afrique Tropicale que dans d'autres pays. Mais la méthode est maintenant largement utilisée et il est nécessaire de préciser ses limites. L'enquête démographique du Sine-Saloum donne une bonne occasion de faire cette évaluation.

1 LES DONNEES : L'ENQUETE DEMOGRAPHIQUE DU SINE-SALOUM

L'enquête démographique du Sine Saloum est un suivi des populations de deux zones rurales de la région de Sine-Saloum (Senegal) par des visites annuelles dans chaque concession. L'enquête a démarré en décembre 1962, couvrant d'abord environ 50000 personnes, puis a été réduite à deux sous échantillons de chacun 5000 personnes environ. Les données utilisées dans ce papier sont tirées de la première zone : NIAKHAR pour la période 63-65 et son sous-échantillon de Ngayokheme pour la période 63-81. Pour plus de détails voir Cantrelle (1969) ou Cantrelle et Léridon (1971).

Au cours du passage de 1965 on a posé les questions sur les enfants survivants et les enfants décédés à 1/4 des femmes résidentes dans la zone de Niakhar (1737 femmes). Au cours du passage de 1981 on a posé les questions de Brass à toutes les femmes résidentes dans la zone de Ngayokheme (1110 femmes), c'est à dire enfants vivant avec la mère, enfants vivant ailleurs, enfants décédés (en précisant sans compter les mort-nés).

La qualité des données rétrospectives est peut-être meilleure que dans une enquête ordinaire, surtout en 1981: les enquêteurs sont en effet très bien rodés (certains d'entre eux travaillent depuis 1966 à l'enquête) et la coopération de la population est excellente. L'âge n'

est connu avec précision que pour les individus nés après 1962 et probablement correct pour les générations 60 à 62. Cependant ceci n'est pas vrai pour les immigrants. On peut donc s'attendre pour le passage de 81 à une assez bonne connaissance du groupe d'âge 15-19 ans, mais évidemment pas des autres. Lors de l'enquête 81 l'enquêteur avait en outre la possibilité de faire certaines vérifications. Il avait le nombre d'enfants vivant avec la mère, les survivants émigrés hors de la zone d'enquête et les décédés depuis le dernier passage parmi ceux survivants au passage précédent. Mais il n'avait pas la liste complète des enfants décédés, ni celle des enfants vivant dans d'autres ménages de la zone et il est donc vraisemblable que la question rétrospective sous estime ces deux valeurs, au moins jusqu'à un certain point, comme dans toute enquête rétrospective.

Une des principales caractéristiques de cette population est son étonnante structure de la mortalité infanto-juvénile, avec une très forte mortalité au cours de la seconde et la troisième année de vie. (voir Cantrelle et Léridon, 1971 ou Garenne 1981) La technique d'enquête par visite annuelle a tendance à sous-estimer la mortalité des premiers mois. Mais le suivi des grossesses permet de corriger ce biais et on peut avoir des estimations très fiables de la mortalité infantile (Cantrelle, 1969). On utilisera par la suite les deux estimations valeurs brutes et valeurs corrigées pour la mortalité précoce. Cette structure par âge n'est pas unique. Elle est identique au village de Keneba en Gambie (Mc Gregor 1979; Garenne 1981), très voisine dans la seconde zone d'enquête et au Senegal Oriental (Pison, communication personnelle). Il est vraisemblable que plusieurs autres régions d'Afrique de l'Ouest aient les mêmes caractéristiques, mais les données fiables manquent pour le prouver. Sur la période 1963-78 il n'y a pas eu de déclin significatif de la mortalité infantile; la mortalité de 1 à 5 ans a diminué en moyenne de 30 % sur 15 ans avec de fortes variations annuelles (Cantrelle, 1980).

2 LA METHODE DE BRASS

La méthode de Brass (Brass et Coale, 1968) permet de convertir les proportions d'enfants décédés parmi les enfants nés vivants des femmes d'un groupe d'âge donné : $D(x;x+n)$ en quotients de la table de mortalité de 0 à l'âge a : $Q(a)$. Pour les détails mathématiques voir l'annexe. La méthode repose sur de nombreuses hypothèses que l'on peut regrouper ainsi :

H1 : mortalité et fécondité ont été constantes au cours des années récentes

H2 : la structure par âge de la fécondité est connue

H3 : la structure par âge de la mortalité est celle du standard de Brass (c'est à dire $Q(a) = V.Q_s(a)$ où V est une constante)

H4 : l'influence de la structure par âge des femmes est négligeable.

H5 : il n'y a pas de corrélation entre la mortalité infanto-juvénile et l'âge de la mère

H6 : il n'y a pas de corrélation entre mortalité des mères et celle des enfants : les enfants des femmes survivantes ont la même mortalité que les autres.

H7 : il n'y a pas d'erreur sur l'âge des mères

Brass et Coale discutent l'ensemble de ces hypothèses et la robustesse de la méthode à leur violation. Ils concluent que le principal problème est la sous-estimation des décès d'enfants (due aux erreurs de mémoire dans les enquêtes rétrospectives) mais que "les valeurs de $Q(2)$, $Q(3)$ et $Q(5)$ peuvent souvent être acceptées comme des indications minimales du niveau récent de la mortalité infanto-juvénile" (p 119)

Plusieurs des hypothèses ont été étudiées et discutées et des améliorations ont été apportées à la méthode.

(H1) Feeney (1980) donne une méthode pour estimer la tendance de la mortalité au cours des années récentes.

(H2) C'est l'hypothèse la mieux discutée et le principal paramètre des multiplicateurs. Brass l'a analysé à l'aide de polynômes, Sullivan a utilisé des distributions empiriques, Trussel des modèles de fécondité (Coale et Trussel, 1974). L'impact est donc bien connu, bien qu'on ne soit pas rigoureusement certain que les structures connues de la fécondité s'appliquent en Afrique Tropicale.

(H3) Sullivan et Trussel ont introduit les quatre modèles régionaux de Coale et Demeny comme second paramètre du modèle. Mais la robustesse à d'autres structures ainsi qu'aux différents niveaux au sein de chaque région n'a jamais été étudiée à fond. (voir § 3)

(H4,H5,H6,H7) L'impact de la violation de ces hypothèses n'a jamais été testé systématiquement à notre connaissance, ni le fait que les enfants survivants des femmes décédées puissent être attribués à une autre femme qui en prend soin.

Preston et Palloni (1977) donnent une amélioration considérable, mais qui présuppose la connaissance des âges des enfants survivants, car elle court-circuite les hypothèses 2 et 4. De plus ils donnent une idée de l'impact d'un déclin de la mortalité, d'un type d'erreur sur l'âge et d'une sous-estimation des décès précoces. Dans ce modèle le principal paramètre reste la structure par âge de la mortalité.

3 ROBUSTESSE DE LA METHODE DE BRASS A LA STRUCTURE PAR AGE DE LA MORTALITE

Pour étudier l'influence de la structure par âge de la mortalité sur les multiplicateurs on peut fixer la fécondité et la structure par âge des femmes et calculer une proportion d'enfants décédés selon plusieurs schémas de mortalité, à l'aide de la formule(2) donnée en annexe. On en déduit les valeurs théoriques de \bar{a} , âge auquel $Q(\bar{a})$, le quotient de mortalité entre 0 et \bar{a} est égal à $D(x, x+n)$ la proportion d'enfants décédés chez les femmes d'âge $x, x+n$ ainsi que les valeurs des multiplicateurs $K(a) = Q(a)/D(x, x+n)$ pour des valeurs entières de a .

La fécondité a été choisie égale à celle d'un modèle de Coale et Trussel ayant le même âge moyen à la naissance et la même parité qu'à Niakhar et approximativement le même schéma de fécondité par âge. La structure par âge des femmes est celle d'une population stable ayant même fécondité et même mortalité. Le tableau 1 donne les résultats des simulations des proportions d'enfants décédés avec la mortalité de Ngayokheme (données brutes et données corrigées), ainsi que les estimations qui en découlent pour \bar{a} et les multiplicateurs. On peut voir que si pour les deux premiers groupes d'âge \bar{a} est voisin de 1 et de 2, cette structure de la mortalité par âge fournit une estimation de $Q(2.5)$ et de $Q(3)$ à partir des proportions $D(25-29)$ et $D(30-34)$ et non de $Q(3)$ et de $Q(5)$ comme le suppose le modèle de Brass. Le multiplicateur à appliquer à $D(30-34)$ pour obtenir $Q(5)$ serait de 1.125 avec ces schémas de fécondité et de mortalité, ce qui est beaucoup plus fort que toutes les valeurs données par les modèles de Brass, Sullivan et Trussell.

On peut comparer les estimations qu'auraient donné les proportions théoriques d'enfants décédés (données corrigées) auxquelles on aurait appliqué les méthodes de Brass, Sullivan et Trussel avec les valeurs des quotients observés à l'enquête. Les résultats apparaissent dans le tableau 2. On peut voir que les différentes méthodes auraient surestimé de 1 à 10 % la mortalité infantile mais sous estimé $Q(5)$ de 10 à 17 % et $4Q_1$ de 24 à 35 %, ceci donc en supposant que les données soient parfaites. Tous les multiplicateurs dérivés des structures moyennes de la mortalité des modèles régionaux de Coale et Demeny apparaissent comme inadéquats. Il est surprenant de noter que le modèle Nord, souvent pris comme le meilleur pour l'Afrique Tropicale donne les plus faibles résultats. Le modèle Sud apparait comme le moins mauvais; c'est d'ailleurs celui qui a la plus forte mortalité juvénile par rapport à la mortalité infantile.

Le tableau suivant (3) donne une idée de la variance des multiplicateurs selon la structure de la mortalité, pour une structure donnée de la fécondité et de la distribution par âge. On peut voir que cette variance est plutôt supérieure à la variance due à la fécondité qu'indiquent les différents modèles de Brass, Sullivan et Trussel. Il est malheureusement très regrettable que l'on ne dispose pas de table de mortalité par année d'âge dans les pays du Tiers Monde pour donner une idée plus précise de cette variance. La structure par âge de la mortalité à Ngayokheme ou en Gambie est vraisemblablement un cas extrême. Mais il est indiscutable que la majeure partie des pays du Tiers Monde ont une structure différente de celle des pays européens, comme en témoigne les quatre nouveaux modèles régionaux qui ressortent des récentes tables type des Nations Unies (voir Heligman, 1981). On donne, dans le tableau 3, l'impact de la structure du modèle d'Asie du Sud. Malheureusement la mortalité entre 1 et 5 ans a été ajustée par une fonction et non observée directement. On peut aussi noter l'influence du niveau de la mortalité sur la structure par âge. Par exemple en prenant le modèle Nord au niveau 6 on obtient des multiplicateurs très supérieurs à ceux qui sont donnés par le modèle Nord de Trussel avec la même fécondité, ce qui indique que même à l'intérieur d'une table régionale il faudrait tenir compte du niveau de la mortalité si on voulait avoir un multiplicateur précis.

Une première conclusion s'impose donc : dans les pays du Tiers Monde, si on voulait avoir des données fiables sur la mortalité à partir des questions sur la survie des enfants il faudrait connaître au préalable la structure par année d'âge de la mortalité d'une manière suffisamment précise pour qu'il soit intéressant d'appliquer des multiplicateurs. Et pour ce faire il faudrait disposer de données précises sur la mortalité infanto-juvénile, ce qui loin d'être le cas pour l'Afrique Tropicale.

4 LES QUESTIONS SUR LA SURVIE DES ENFANTS SONT ELLES SUFFISAMMENT PRECIS

Le principal argument pour l'utilisation des méthodes indirectes est qu'elles donnent de meilleurs résultats que les données retrospective directes telles que les décès au cours des 12 derniers mois. Mais dans quelle mesure ces données sont-elles précises?

L'enquête du Sine-Saloum donne les proportions d'enfants décédés selon le groupe d'âge de la mère à deux passages: 1965 et 1981 (voir tableau 4). On peut comparer ces proportions observées aux proportions théoriques obtenues dans le tableau 1 (mortalité moyenne des années 63-73). On remarque tout d'abord des biais importants dans les deux premiers groupes d'âge et une tendance à la sous-estimation dans les deux suivants. Les biais dans les deux premiers groupes semblent dus surtout à des erreurs sur l'âge. La sous-estimation dans les suivants, de 5 à 17 %, est vraisemblablement due à une sous déclaration des décès d'enfants.

L'effet de la mauvaise déclaration de l'âge, sur les parités par groupe d'âge de la femme apparait clairement lorsqu'on compare les quotients $P1/P2$ et $P2/P3$ entre 1965 et 1981 (voir tableau 5). En 1965 l'âge doit être sous-estimé puisque la parité du groupe 15-19 ans est environ 57 % celle des mères du même âge en 1981, pour lesquelles l'âge est mieux connu. Les conséquences de ces erreurs sur l'âge sur les ratios $P1/P2$ et $P2/P3$ et donc sur les multiplicateurs sont très importantes (voir tableau 7). Par exemple l'erreur sur $K(2)$ est de 6 à 7 % pour un multiplicateur qui varie de -4 à +3 %. La variance des multiplicateurs due aux erreurs sur l'âge est donc au moins du même ordre que celle due aux différents schémas de fécondité. Ce qui signifie que même si le schéma de mortalité était connu et s'il n'y avait pas de sous enregistrement des décès il aurait été difficile d'obtenir un bon multiplicateur du fait des erreurs sur les P_i .

Les erreurs sur l'âge affectent directement le calcul des multiplicateurs mais elles affectent aussi les proportions d'enfants décédés. Le tableau 8 donne les résultats de simulations de l'impact de la structure par âge sur la proportion d'enfants décédés selon trois hypothèses : structure de la population stable associée aux structures de mortalité et de fécondité, structure observée à Ngayokhème en 1981 et structure d'une population stable à taux de croissance négatif.

que certains multiplicateurs : jusqu'à 15/1000 pour des valeurs variant en général de $\pm 50 / 1000$.

On peut maintenant comparer les estimations des quotients de mortalité que l'on aurait obtenu en appliquant seulement les méthodes indirectes à ceux que fournit l'observation suivie (voir tableau 6). Q(1) et Q(2) subissent fortement l'influence des erreurs sur l'âge, quoique Q(2) aurait été assez bien approché en 1965 à condition de ne pas choisir le modèle Nord. Q(3) et Q(5) auraient été fortement sous-estimés par mauvais choix du multiplicateur et par sous estimation des décès d'enfants. Les conséquences pour les différents quotients de mortalité ${}_n Q_x$ auraient été évidemment désastreuses. Appliquant le modèle Nord et les équations de Trussel on aurait obtenu un quotient de mortalité de 1 à 5 ans de 0.0923 au lieu de 0.3290 par exemple! Avec les données de 1981 on aurait eu un quotient de 1 à 2 ans de 0.0769 au lieu de 0.1749. Même en choisissant le meilleur modèle (Sud) la structure par âge aurait été encore fortement distordue.

Dans l'estimation de Q(5) obtenue d'après les données de 1981 avec le modèle Sud et les équations de Trussel on obtenait 0,3908 au lieu de 0.4898. La différence était due pour 55 % à la sous-estimation d'enfants décédés, pour 39 % au mauvais choix de la structure de la mortalité et pour 5 % aux autres erreurs (déclaration de l'âge, erreurs sur les P_1 , autres biais). En utilisant le modèle Nord en 1965 on obtenait 0.3663 au lieu de 0.4898. Ici la différence aurait été due pour 55 % au mauvais choix de la structure de la mortalité, pour 26 % à la sous-estimation des enfants décédés et pour 19 % aux autres erreurs, surtout le mauvais choix du schéma de fécondité.

On arrive donc ici à une seconde conclusion : on ne peut pas espérer avoir de bonnes estimations de la mortalité infanto-juvénile, au sens statistique du terme, tant que l'on ne maîtrise pas tous les paramètres du modèle et tant que les données ne sont pas suffisamment précises, notamment les données sur l'âge. Il semble inutile, dans l'état actuel des choses, d'appliquer des multiplicateurs aux proportions d'enfants décédés : ils sont en général proches de 1 mais les erreurs sur ceux-ci dues au manque de connaissance des paramètres et à l'imprécision des données sont au moins aussi grandes que les multiplicateurs eux-mêmes. De plus il n'y a pas actuellement de système de multiplicateurs s'appliquant au cas de l'Afrique Tropicale.

5 DISCUSSION

Brass et Coale (1968) étaient les premiers à reconnaître que l'on ne pouvait avoir qu'une estimation grossière d'un niveau de mortalité à partir de cette méthode. Certains auteurs calculent en effet des niveaux de mortalité à partir des estimations des $Q(x)$ et des tables-type. Le tableau 9 montre les résultats de cette procédure en utilisant le modèle Nord, comme le recommande Brass et Coale.

Le fait est que l'on obtient dans 3 cas sur 8 une bonne estimation de l'espérance de vie à la naissance (= 30.68 ans pour la période 63-73 à Ngayokheme d'après l'observation suivie). En admettant qu'avec de la chance ce soit ce résultat exact qui ait été retenu et que l'on reporte cette valeur dans le système des tables Nord on aurait encore obtenu des résultats très biaisés des quotients de mortalité. ${}_4Q_1$ aurait par exemple été sous-estimé de 42 % (voir tableau 10).

Remarquons que s'il s'agit d'estimer directement l'espérance de vie à la naissance à partir des proportions d'enfants décédés on obtient des résultats au moins aussi bons par une procédure beaucoup plus simple et rapide. Lederman (1969) donne une équation reliant e_0 et $Q(5)$. En l'appliquant à la proportion de décédés chez les femmes de 30-34 ans on obtient des résultats satisfaisants. A partir des proportions théoriques on trouve 30.7 ans et à partir des proportions observées, qui sous-estiment la mortalité, on trouve 32.7 avec Niakhar 65 et 33.9 avec Ngayokheme 81.

(L'équation est : $e_0 = 85.386 - 2.6244 \sqrt{1000 \cdot Q(5)}$ où l'on remplace $Q(5)$ par $D(30;34)$).

Cette méthode n'est certes pas plus satisfaisante que l'autre, mais elle a au moins le mérite d'être simple et n'impose pas le choix arbitraire d'un modèle régional de mortalité.

6 CONCLUSION

Cette étude de cas montre qu'il est vain, dans l'état actuel de choses, d'attendre de la méthode de Brass une estimation correcte de la mortalité infanto-juvénile. Il n'y a pas actuellement de multiplicateur s'appliquant au cas de l'Afrique Tropicale car les structures de la mortalité par âge ne sont pas connues. Il n'est pas exclu qu'il n'en soit pas de même pour la fécondité par âge. De plus l'imprécision des données sur l'âge et la sous-estimation des décès infantiles ne permettent pas d'obtenir plus qu'une idée du niveau de mortalité.

Si il semble inutile d'appliquer un multiplicateur vraisemblablement faux pourquoi ne pas en rester aux proportions de décédés? C'est en soit un bon indicateur du niveau de mortalité infanto-juvénile et on peut même en déduire une grossière estimation de l'espérance de vie. De plus il semble que les proportions d'enfants décédés soient un outil intéressant pour l'étude de la mortalité différentielle (voir la communication de Trussell et Preston présentée à ce séminaire ou la thèse de Farah, 1981), bien que comme le souligne Tabutin (1981) on ne maîtrise pas les biais qui peuvent affecter différemment les sous-groupes envisagés, notamment la couverture différentielle des décès infantiles. Mais tant qu'il n'y aura pas de données précises en Afrique Tropicale on ne peut pas espérer plus que des 'idées' sur les niveaux de mortalité et sur la mortalité différentielle à partir des questions sur la survie des enfants.

ANNEXE : LA MATHEMATIQUE DES MULTIPLICATEURS DE BRASS

Les femmes d'âge 'y' ont mis au monde en moyenne $F(y-a)$ enfants entre a et a+da années auparavant, où $F(y)$ est le taux de fécondité à l'âge y. Parmi ces enfants $Q(a)$ seront décédés au moment de l'enquête, avec $Q(a)$ la probabilité de décéder entre 0 et a. S'il y a $C(y)dy$ femmes entre les âges y et y+dy survivantes au moment de l'enquête, $C(y)$ étant la structure par âge de la population féminine, le nombre total d'enfants nés vivants parmi les femmes du groupe d'âge x, x+n sera :

$$ENV(x, x+n) = \int_{y,x}^{x+n} C(y) \int_{a:0}^{y-x} F(y-a) da dy$$

où x est le premier âge à la maternité. Le nombre total d'enfants décédés parmi ceux ci sera :

$$DCD(x, x+n) = \int_{y,x}^{x+n} C(y) \int_{a:0}^{y-x} F(y-a) Q(a) da dy$$

et la proportion d'enfants décédés :

$$D(x, x+n) = \frac{DCD(x; x+n)}{ENV(x, x+n)} = \frac{\int_{y,x}^{x+n} C(y) \int_{a:0}^{y-x} F(y-a) Q(a) da dy}{\int_{y,x}^{x+n} C(y) \int_{a:0}^{y-x} F(y-a) da dy} \quad (1)$$

On peut approcher cette proportion à partir des taux de fécondité et de mortalité par année d'âge :

Les femmes du groupe d'âge (y, y + 1) ont eu en moyenne $1/2 F(y)$ enfants à l'âge y, $F(y-1)$ à l'âge y-1 etc. Le premier groupe d'enfants a été exposé en moyenne $1/2$ année au risque de mortalité, le second 1 an etc.. En posant : $H(a) = 1/2$ si $a=0$ et 1 sinon et avec la convention :

$Q(0) = Q(1/2)$ la formule (1) peut être approchée par

$$D(x; x+n) = \frac{\sum_{y=x}^{x+n-1} C(y) \sum_{a:0}^{y-x} F(y-a) H(a) Q(a)}{\sum_{y=x}^{x+n-1} C(y) \sum_{a:0}^{y-x} F(y-a) H(a)} \quad (2)$$

avec $C(y)$ = nombre de femmes d'âge y

$F(y)$ = taux de fécondité à l'âge y

$Q(a)$ = probabilité de décéder entre les ages exacts 0 et a

En notant $Z(a, y) = \frac{C(y)F(y-a)}{\int_{y,x}^{x+n} C(y) \int_{a:0}^{y-x} F(y-a) da dy}$ avec $\int_{y,x}^{x+n} \int_{a:0}^{y-x} Z(a, y) da dy = 1$

on a $D(x, x+n) = \int_{y,x}^{x+n} \int_{a:0}^{y-x} Z(a, y) Q(a) da dy$

c'est à dire que $D(x; x+n)$ apparait comme la moyenne pondérée des $Q(a)$.

Il existe donc un âge \bar{a} entre 0 et $x+n-x$ tel que

$$D(x; x+n) = Q(\bar{a}) \quad (\text{car } Q(a) \text{ est monotonne})$$

Si l'on veut transformer les $D(x, x+n)$ en $Q(a)$ pour des valeurs entières de a il faut donc appliquer un multiplicateur $K(a)$ tel que :

$$D(x, x+n) \cdot K(a) = Q(a)$$

TABLEAU 1

INFLUENCE DU SCHEMA DE MORTALITE DE NGAYOKHEME SUR \bar{a} ET LES MULTIPLICATEURS*

Age	Prop. décédés (théorique)		Estimations de \bar{a} multiplificateurs			
	H1	H2	H1	H2	H1	H2
15-19	0.2301	0.2560	1.12	1.12	0.923	0.934
20-24	0.3386	0.3609	1.89	1.89	1.034	1.031
25-29	0.3881	0.4087	2.49	2.49	1.109	1.100
30-34	0.4152	0.4349	2.82	2.82	1.115	1.125

* \bar{a} est l'âge auquel $Q(\bar{a})=D(x,x+n)$ la proportion d'enfants décédés les multiplificateurs sont ceux par les-quels il faudrait multiplier $D(x,x+n)$ pour avoir les vraies valeurs des $Q(a)$

H1 : mortalité de Ngayokheme, 1963-73, données brutes

H2 : mortalité de Ngayokheme, 1963-73, données corrigées de la sous-estimation des décès du premier mois.

Fécondité : modèle de Coale et Trussel (1974) qui ajuste la fécondité de Niakhar, 1963-65; $P1/P2 = 0.1768$, $P2/P3 = 0.5230$

Structure par âge des femmes : population stable avec même mortalité (H2) et même fécondité.

TABLEAU 2

INFLUENCE DU MODELE ET DU SCHEMA DE MORTALITE SUR LES ESTIMATIONS DE $Q(x)$ *

Probs. de décès	valeurs observées Ngayokheme 1963-73**	valeurs fournies par les modèles, avec même proportion de décédés et même fécondité									
		Brass		Sullivan				Trussell			
		P1/P2	P2/P3	W	N	E	S	W	N	E	S
Q(1)	.2390	.2575	.2409					.2598	.2529	.2634	.2450
Q(2)	.3721	.3699	.3572	.3674	.3504	.3717	.3649	.3717	.3544	.3735	.3703
Q(3)	.4496	.4095	.4162	.3928	.3715	.3952	.3964	.3989	.3780	.4030	.4046
Q(5)	.4894	.4384	.4314	.4162	.4045	.4236	.4232	.4249	.4119	.4273	.4301
$4Q_1$.3290	.2436	.2510					.2230	.2128	.2225	.2452

* Fécondité, mortalité et proportion de décédés comme dans le tableau 1 (H2)

TABLEAU 3
 MULTIPLICATEURS THEORIQUES SELON LE SCHEMA DE MORTALITE ET
 MULTIPLICATEURS FOURNIS PAR LES MODELES DE TRUSSELL AVEC MEME FECONDITE

Proba. de décès	age de la mère	multiplicateur théorique Ngay. 63-73	Multiplificateurs théoriques		multiplicateurs donnés par Trussell, même fécondité			
			Asie du Sud ($e_0=35$)*	Nord niveau 6	N	S	E	W
Q(1)	15-19	0.934	0.963	1.001	0.988	0.957	1.029	1.015
Q(2)	20-24	1.031	1.019	0.997	0.982	1.026	1.035	1.030
Q(3)	25-29	1.100	1.041	1.002	0.925	0.990	0.986	0.976
Q(5)	30-34	1.125	1.097	1.078	0.947	0.989	0.983	0.977

Fécondité et structure par âge comme dans le tableau 1

* Nouvelles tables type des Nations Unies (1981, à paraître)

TABLEAU 4

COMPARAISON DES PROPORTIONS DE DECEDES OBSERVEES ET THEORIQUES

observé à l'enquête théorique avec même fécondité
et même mortalité *

Age	Niakhar	Ngayokheme		
	1965	1981	H1	H2
15-19	0.2963	0.2105	0.2301	0.2560
20-24	0.3694	0.2512	0.3386	0.3609
25-29	0.3883	0.3410	0.3881	0.4087
30-34	0.4023	0.3845	0.4152	0.4349

* mortalité et fécondité comme dans le tableau 1 (H1 et H2).

TABLEAU 5

PARITE MOYENNE D'APRES LES QUESTIONS RETROSPECTIVES

Age	Niakhar, 1965		Ngayokheme, 1981	
	parité	N	parité	N
15-19	0.362	298	0.636	209
20-24	2.101	286	1.904	228
25-29	3.521	308	3.678	177
30-34	4.746	276	5.368	125
35-39	5.946	241	6.339	109
40-44	6.562	194	7.025	156

1965: P1/P2 = 0.1723

P2/P3 = 0.5967

1981: P1/P2 = 0.3340

P2/P3 = 0.5170

TABLEAU 6
COMPARAISON ENTRE LES VALEURS OBSERVEES A L'ENQUETE SUIVIE
ET LES VALEURS FOURNIES PAR LES METHODES INDIRECTES

Proba. de décès	valeurs observées à Ngayokheme 1963-73	VALEURS FOURNIES PAR LES METHODES INDIRECTES					
		Niakhar, 1965			Ngayokheme, 1981		
		Brass	Trussell N	Trussell S	Brass	Trussell N	Trussell S
Q(1)	.2390	.2995	.3019	.2929	.1869	.1682	.161
Q(2)	.3721	.3794	.3590	.3748	.2405	.2267	.240
Q(3)	.4496	.3896	.3469	.3733	.3277	.3159	.340
Q(5)	.4894	.4061	.3662	.3864	.3745	.3764	.390
$1Q_1$.1749	.1136	.0818	.1158	.0659	.0703	.094
$1Q_2$.1234	.0164	*	*	.1149	.1153	.131
$2Q_3$.0723	.0270	.0297	.0209	.0696	.0884	.077
$4Q_1$.3290	.1522	.0923	.1322	.2307	.2504	.273

* valeurs négatives

TABLEAU 7
INFLUENCE DES ERREURS SUR LES P_i SUR LES MULTIPLICATEURS

Proba. de décès	multipl. théorique Ngayokheme 1963-73	multiplicateurs donnés par les questionnaires					
		Niakhar, 1965			Ngayokheme, 1981		
		Brass	Trussell N	Trussell S	Brass	Trussell N	Trussell S
Q(1)	0.934	1.011	1.019	0.998	0.888	0.799	0.76
Q(2)	1.031	1.027	0.972	1.015	0.957	0.903	0.95
Q(3)	1.100	1.003	0.893	0.961	0.961	0.926	0.99
Q(5)	1.125	1.009	0.910	0.961	0.974	0.979	1.01

(voir aussi le tableau 3) $P1/P2 = 0.1723$
 $P2/P3 = 0.5907$

$P1/P2 = 0.3340$
 $P2/P3 = 0.5170$

TABLEAU 8

INFLUENCE DE LA STRUCTURE PAR AGE SUR LES PROPORTIONS DE
DECEDES ET SUR LES MULTIPLICATEURS

Age	Proport. décédés		multiplicateurs			
	Struct. 1	Ngayokheme 1981	Struct. 2	Struct. 1	Ngayokheme 1981	Struct. 2
15-19	.2560	.2600	.2568	0.934	0.919	0.931
20-24	.3609	.3618	.3636	1.031	1.028	1.023
25-29	.4087	.4069	.4129	1.100	1.105	1.089
30-34	.4349	.4287	.4404	1.125	1.142	1.111

Structure 1 : population stable comme dans le tableau 1

Structure 2 : population stable, Ouest, niveau 20, $r = -0.003$

Fécondité et mortalité comme dans le tableau 1 (H2)

TABLEAU 9

NIVEAU DE MORTALITE IMPLIQUE PAR LES PROPORTIONS DE DECEDES
OBSERVEES ET LE MODELE NORD

Age	Niakhar, 1965		Ngayokheme, 1981	
	Level	e_0	Level	e_0
15-19	2.61	22.7	7.95	35.8
20-24	2.47	22.3	7.91	35.7
25-29	3.67	25.3	5.74	30.4
30-34	5.82	30.6	5.84	30.6

Valeur observée à l'enquête suivie : $e_0 = 30.68$ ans

TABLEAU 10

STRUCTURE PAR AGE DE LA MORTALITE IMPLIQUEE PAR LA MEME e_0 .

<u>Age</u>	<u>Modele Nord</u> <u>($e_0 = 30.68$)</u>	<u>Ngayokheme</u> <u>1963-73</u> <u>($e_0 = 30.68$)</u>
1(1)	0.7747	0.7876
1(2)	0.7134	0.6498
1(3)	0.6759	0.5696
1(4)	0.6477	0.5372
1(5)	0.6264	0.5285
1^0_0	0.2255	0.2124
4^0_1	0.1915	0.3290

REFERENCES

- Arretx, C. "Comparison between Prospective and Retrospective Demographic Surveys to Estimate Levels and Differentials of Mortality: the Experience of Celade." Paper presented at the IUSSP Seminar on Methodology and Data Collection in Mortality Studies, Dakar, July 7-10, 1981.
- Brass, W. and Coale, A. J. "Methods of Analysis and Estimation." In The Demography of Tropical Africa, pp. 88-150. Edited by W. Brass. Princeton: Princeton University Press, 1968.
- Brass, W. "Indirect Methods of Estimating Mortality Illustrated by Application to Middle East and North African Data." In The Population Framework, Demographic Analysis, Population and Development. Beirut: U.N., E.C.W.A., 1978.
- _____. "Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data." Chapel Hill: University of North Carolina, Laboratory for Population Studies, 1975.
- Cantrelle, P. "Etude démographique dans la région du Sine Saloum (Senegal), état civil et observation démographique." Paris: Orstom, Travaux et documents no. 1, 1969. 1214 1969-1968
- Cantrelle P. and Leridon, H. "Breastfeeding, Mortality in Childhood and Fertility in a Rural Zone of Senegal." Population Studies 25 (1971):505-533. In French: "Allaitement, mortalité de l'enfance et fécondité dans une zone rurale du Senegal." Paris: Orstom, 1971.
- Coale, A. J. and Demeny, P. Regional Model Life Tables and Stable Population. Princeton: Princeton University Press, 1966.
- Coale, A. J. and Trussell, J. "Model Fertility Schedules; Variations in the Age Structure of Childbearing in Human Populations." Population Index 40 (1974):185-258.
- Farah, A. "Levels and Differentials of Child Mortality in Sudan." Ph.D. dissertation, University of Pennsylvania, 1981.
- Feeney, G. "Estimating Infant Mortality Trends from Child Survivorship Data." Population Studies 34 (1980):109-128.
- Garenne, M. "The Age Pattern of Mortality in Ngayokheme, Rural Senegal." Philadelphia: University of Pennsylvania, Population Studies Center, Working Paper no. 8, forthcoming.

- Heligman, L. "Construction of New United Nations Model Life Table System." Paper presented at the IUSSP Seminar on Methodology and Data Collection in Mortality Studies, Dakar, July 7-10, 1981.
- Lotka, A. "Orphanhood in Relation to Demographic Factors: a Study in Population Analysis." Metron 9:2 (1931):37-109.
- Henry, L. "Mesure indirecte de la mortalité des adultes." Population 15 (1960):457-466.
- Hill, K. "An Evaluation of Indirect Methods for Estimating Mortality." Paper presented at the IUSSP Seminar on Methodology and Data Collection in Mortality Studies, Dakar, July 7-10, 1981.
- Lederman, S. Nouvelles table type de mortalité. Paris: PUF, INED, cahier no. 23, 1969.
- McGregor, I. A. and Williams, K. Mortality in a Rural West African Village (Keneba) with Special Reference to Deaths Occurring in the First Five Years of Life. London: MRC, 1979.
- National Academy of Sciences. The U.S. National Academy of Sciences Manual on Indirect Estimation Techniques. Washington, D.C.: National Academy of Sciences, forthcoming.
- Palloni, A. "Estimating Infant and Childhood Mortality under Conditions of Changing Mortality." Population Studies 34 (1980):129-142.
- Preston, S. H. and Palloni, A. "Fine Tuning Brass-Type Mortality Estimates with Data on Ages of Surviving Children." U.N. Population Bulletin no. 10 (1977):72-91.
- Sullivan, J. M. "Models for the Estimation of the Probability of Dying between Birth and Exact Ages of Early Childhood." Population Studies 26 (1972):79-97.
- Tabutin, D. "Avantages comparés des enquêtes à passage répétés et à passage unique pour la mesure de la mortalité dans les pays en développement." Paper Presented at the IUSSP Seminar on Methodology and Data Collection in Mortality Studies, Dakar, July 7-10, 1981.
- _____. "Comparaison de diverses approches pour la mesure de la mortalité aux jeunes ages." Genus 34:3-4 (1977):47-66.
- Trussell, J. "A Reestimation of the Multiplying Factors for Brass Technique for Determining Childhood Survivorship Rates." Population Studies 29 (1975):97-108.