

## Une nouvelle approche pour l'évaluation de la couverture des décès

### A NEW APPROACH FOR EVALUATING THE COVERAGE RATE OF DEATHS

### NUEVO ENFOQUE PARA LA EVALUACIÓN DE DEFUNCIONES

Martin H. Laourou

Volume 24, numéro 1, printemps 1995

Perspective de population

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/010185ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/010185ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (imprimé)

1705-1495 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Laourou, M. H. (1995). Une nouvelle approche pour l'évaluation de la couverture des décès. *Cahiers québécois de démographie*, 24(1), 129–162. <https://doi.org/10.7202/010185ar>

Résumé de l'article

La plupart des méthodes permettant d'évaluer le taux de couverture des décès dans les pays à statistiques déficientes reposent non seulement sur l'hypothèse de stabilité de la population, mais également sur l'hypothèse de constance du taux d'enregistrement des décès selon l'âge. On peut remarquer que, d'une part, l'hypothèse de stabilité n'est pas vraiment nécessaire, et on pourrait bien se limiter à celle de population malthusienne, et que, d'autre part, l'inadéquation des hypothèses qui sont à la base de ces méthodes n'est pas sans conséquence pour la qualité des estimations qui en découlent. Il s'est alors avéré nécessaire de proposer une nouvelle approche méthodologique basée sur le principe qu'une population en transition peut être considérée comme un ensemble de populations malthusiennes, chacune correspondant à une tranche d'âge donnée. Cette nouvelle approche permet des estimations de taux d'enregistrement des décès par tranche d'âge.

## **Une nouvelle approche pour l'évaluation de la couverture des décès**

Martin H. LAOUROU \*

Les événements enregistrés à l'état civil et dans bon nombre d'enquêtes démographiques renferment des omissions qui, souvent, ne sont pas négligeables <sup>1</sup>. Il a alors paru nécessaire de mettre au point des approches méthodologiques pouvant permettre d'évaluer le taux de couverture des décès. Si, de façon générale, celles-ci ont connu un succès certain dans les pays en développement, en Afrique subsaharienne, par contre, il n'est pas sûr qu'elles aient été d'une grande efficacité, car cette partie du monde est caractérisée par une déficience particulièrement prononcée de ses statistiques démographiques. La plupart des méthodes d'évaluation du taux d'enregistrement des décès sont basées sur l'hypothèse contestable de la stabilité de la population <sup>2</sup>. Salhi (1987) montre que si les distorsions dues à la mauvaise déclaration de l'âge s'accompagnent d'une baisse de la mortalité, la surestimation de l'enregistrement due au phénomène de déstabilisation s'ajoute à celle qui est due à la mau-

---

\* INSAE (Institut national de la statistique et de l'analyse économique), Cotonou, Bénin. Remerciements : Nos sincères remerciements au professeur Josianne Duchêne pour ses critiques et suggestions.

<sup>1</sup> Ces problèmes d'omissions ont été abordés par plusieurs auteurs, dont Timæus et Graham (1989). Ils sont en partie dus aux limites de l'observation rétrospective des phénomènes démographiques. C'est ainsi que Duchêne (1985) a montré que l'observation rétrospective présente des insuffisances, même au niveau des données européennes, malgré leur meilleure qualité.

<sup>2</sup> Des développements récents ont aussi permis d'introduire, à partir des relations générales entre mouvement et structure démographiques, des techniques d'évaluation qui ne requièrent pas cette hypothèse de stabilité (voir Preston et Bennett, 1983), mais on se heurte toujours à des difficultés importantes, car ces techniques nécessitent une bonne connaissance des risques concurrents (mouvements migratoires) et requièrent des recensements de qualités comparables (Thiltgès, 1987; Wunsch, 1989).

vaise déclaration de l'âge. Cet auteur affirme qu'on peut même s'exposer à des surestimations dépassant les 20 % lorsque les distorsions sont aussi sévères que celles de «type africain». C'est ainsi que l'application de ces méthodes aux décès enregistrés entre passages à l'EPR (enquête à passages répétés) Bénin aboutit à des résultats peu vraisemblables. La méthode de Brass (1975) indique un surenregistrement des décès masculins de plus de 50 %, contre environ 15 % de surenregistrement pour les décès féminins. Dans le même sens, la méthode de Preston et Coale indique un surenregistrement des décès masculins de près de 50 %, contre 11 % de surenregistrement pour les décès féminins. Remarquons que rien ne justifie ces surenregistrements excessifs des décès masculins, vu que la couverture satisfaisante des décès enregistrés entre passages a été établie au moyen d'autres approches méthodologiques par Laourou (1994a). Par contre, la population masculine du Bénin n'est pas fermée, et encore moins stable, comme l'exigent ces deux méthodes. Il en est de même pour la population féminine, mais dans une moindre mesure. Ces résultats confirment que des hypothèses qui ne sont pas parfaitement vérifiées peuvent conduire à des taux d'enregistrement sensiblement différents de l'unité même si la couverture des décès est satisfaisante, ce que l'étude de l'OCDE (1980) envisageait déjà.

Cet article a pour propos d'évaluer les hypothèses de base qui sous-tendent ces différentes méthodes, de présenter une nouvelle approche se passant de certaines hypothèses jugées peu réalistes — telles que la constance du taux d'enregistrement des décès et la stabilité de la population — et d'appliquer cette nouvelle approche à des données d'Afrique subsaharienne.

## **ÉVALUATION DES HYPOTHÈSES DE BASE**

Il s'agit de passer en revue de façon critique les hypothèses sur lesquelles reposent les méthodes d'évaluation de la couverture des décès, en particulier celles qui supposent la stabilité de la population. Cette appréciation permettra de justifier nos choix pour une nouvelle approche méthodologique.

### **Hypothèse de population stable ou hypothèse de population malthusienne ?**

Les méthodes qui reposent sur l'hypothèse de population stable n'ont vraiment pas besoin de celle-ci et pourraient se contenter de l'hypothèse de population malthusienne. Pour le

montrer, nous examinerons brièvement les hypothèses adoptées dans la mise au point de chacune de ces méthodes.

Outre la constance du taux d'enregistrement des décès, les méthodes de Brass (1975) et de Bourgeois-Pichat (1966) se basent sur des hypothèses de croissance des effectifs de population à un taux constant  $r$ , de même que de mouvements migratoires négligeables. Il s'agit là des caractéristiques d'une population malthusienne, car d'après Lotka (1939), à qui l'on doit le concept de population malthusienne au sens mathématique du terme, une population malthusienne est une population fermée à mortalité par âge et à structure par âge invariables. Amegandjin (1989) et Clairin et Condé (1986) montrent qu'une population malthusienne présente par ailleurs les caractéristiques suivantes : une fonction de densité des naissances à taux de variation constant <sup>3</sup> et un taux d'accroissement constant. Il n'est donc émis aucune hypothèse sur la constance de la structure de la fécondité, alors que le modèle de population stable passe pour un modèle de population malthusienne à fécondité invariable dans le temps <sup>4</sup>.

En ce qui concerne Preston et Coale (Preston, Coale, Trussel et Weinstein, 1980), ils sont partis du principe que dans une cohorte donnée, l'effectif d'âge  $x$  est égal à la somme des décès survenus dans cette cohorte après l'âge  $x$ . La méthode consiste donc à comparer les effectifs de population estimés <sup>5</sup> aux effectifs de population réellement observés. Étant donné que ces effectifs de population ont été estimés sans qu'aucune hypothèse ait été émise sur l'invariabilité de la structure par âge de la fécondité dans le temps, les effectifs de population estimés sont alors ceux d'une population malthusienne et non ceux d'une population stable <sup>6</sup>.

---

<sup>3</sup> Soit un taux d'accroissement constant des naissances. Ce taux d'accroissement correspond à celui de toute la population, d'où un taux brut de natalité constant.

<sup>4</sup> Cette hypothèse de population malthusienne permet une modification dans le calendrier de la fécondité mais impose que le niveau de la fécondité soit constant. Il est inutile de s'encombrer d'une hypothèse supplémentaire sur l'invariabilité du calendrier de la fécondité (constance de la structure par âge de la fécondité) lorsqu'on ne s'en sert pas.

<sup>5</sup> Les effectifs de population sont estimés à partir des décès observés et d'un taux d'accroissement naturel.

<sup>6</sup> Remarquons que Pressat (1983), Gendreau (1985 et 1993), ainsi que les Nations Unies (1966), font la même distinction entre population stable et population malthusienne. Selon Gendreau (1985), le théorème de Lotka (1939) peut aussi servir à définir la population stable comme population limite vers laquelle tend une population fermée quelconque, soumise à

On peut donc affirmer que ces méthodes n'ont pas besoin de l'hypothèse de population stable, qui paraît trop forte, et peuvent bien se contenter de l'hypothèse de population malthusienne. Cela peut paraître d'autant plus important que si le taux brut de natalité n'a pas enregistré de variation sensible dans un certain nombre de pays en développement, il n'est pas sûr qu'il en soit de même pour le calendrier de la fécondité.

Cet aspect étant clarifié, il reste vrai que cette hypothèse de population malthusienne n'est pas non plus suffisamment réaliste dans le contexte de l'Afrique subsaharienne. Dans cette partie du monde, il paraît peu probable que la structure de la mortalité soit invariable dans le temps et que le taux d'accroissement de la population soit constant à tous les âges de la vie <sup>7</sup>. De plus, l'influence des mouvements migratoires sur la structure par âge des populations et les erreurs de déclaration d'âge ne semblent pas négligeables <sup>8</sup>.

### **Hypothèse d'invariabilité du taux d'enregistrement des décès au delà d'un certain âge**

L'hypothèse d'invariabilité du taux d'enregistrement des décès au delà d'un certain âge, qui a permis la simplification

---

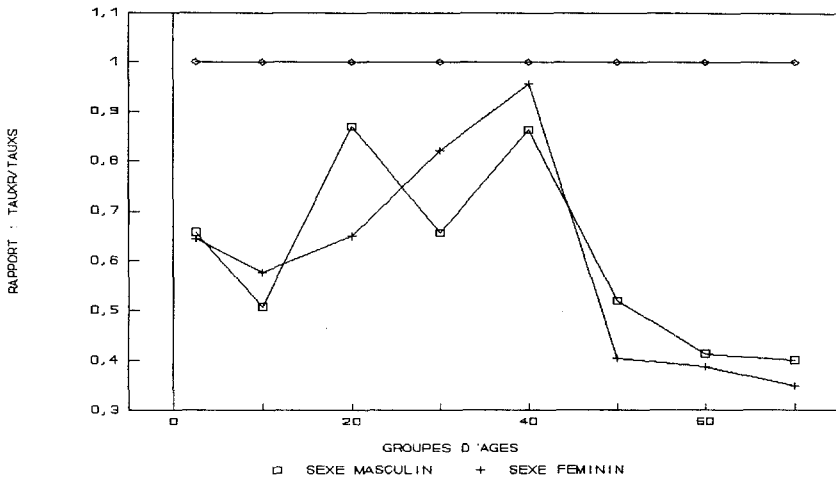
partir d'un instant donné à des lois invariables de mortalité et de fécondité selon l'âge. Ainsi, une population stable ne se construit pas uniquement à partir d'une fonction de mortalité et d'un simple taux d'accroissement, comme c'est le cas pour une population malthusienne. Le taux d'accroissement d'une population stable est la seule solution réelle à l'équation de Lotka (ou équation caractéristique d'un modèle de population stable), soit :

$$\int_0^W e^{-ra} p(a) f(a) da = 1$$

qui est une équation en  $r$  (on peut se contenter d'une solution approchée de cette équation). Cela montre bien que le taux d'accroissement d'une population stable dépend aussi bien de la fonction de mortalité que de la fonction de fécondité.

<sup>7</sup> En effet, la mortalité est en train de baisser dans la plupart des pays en développement depuis quelques décennies. Or, Coale (1972) a montré que dans le processus de baisse de la mortalité, les jeunes âges et les âges les plus avancés profitent (en proportion) mieux que les autres de cette baisse. Il y a donc de réelles chances que le taux d'accroissement de la population ne soit pas invariable selon l'âge, avec pour conséquences des répercussions néfastes sur les résultats des méthodes qui en dépendent. C'est ainsi que Salhi (1987) révèle que dans la méthode de Brass, si l'on impose l'hypothèse de constance du taux d'accroissement ( $r(y+) = r$ ), le taux d'accroissement  $r$  surestime les taux  $r(y+)$  jusqu'à un certain âge et les sous-estime aux âges avancés.

<sup>8</sup> Guingnido (1992) l'a clairement montré dans le cas précis des données béninoises.



Source : Enquête à passages répétés du Bénin (1981-1983).

FIGURE 1 — Taux de couverture des décès des douze derniers mois, par groupe d'âge

des équations utilisées dans les différentes méthodes précitées, ne semble avoir été vérifiée nulle part. Bien au contraire, les données du Bénin semblent indiquer un enregistrement différentiel des décès selon l'âge, et l'on note que les enfants et les personnes âgées sont plus touchés que les autres par ce problème de sous-enregistrement. En dehors de quelques particularités au niveau de chacun des deux sexes, on relève globalement un sous-enregistrement très marqué chez les personnes de moins de 20 ans. Entre 20 ans et 45 ans, par contre, le sous-enregistrement des décès est relativement limité. Au-dessus de 45 ans, on enregistre une sous-estimation plus prononcée des décès des douze derniers mois au niveau des deux sexes, avec cependant une plus forte sous-estimation des décès féminins par rapport aux décès masculins. À l'inverse, entre 25 ans et 44 ans révolus, le sous-enregistrement des décès masculins est plus prononcé que celui des décès féminins.

Ainsi, en supposant le taux d'enregistrement des décès constant au delà de 5 ans, on surestimerait légèrement ce taux d'enregistrement avant l'âge de 20 ans, on le sous-estimerait nettement entre 20 ans et 40 ans, et on le surestimerait de façon nette après 45 ans.

## **NOUVELLE APPROCHE MÉTHODOLOGIQUE D'ÉVALUATION DE LA COUVERTURE DES DÉCÈS**

Nous venons de montrer qu'on assiste à une violation particulièrement prononcée des hypothèses qui sont à la base des méthodes d'évaluation de la couverture des décès en Afrique subsaharienne. Il s'agit donc de suggérer une approche plus réaliste pour les contextes où ces hypothèses ne sont pas vérifiées, en particulier pour les pays d'Afrique noire.

En réalité, le fait de supposer le taux d'accroissement constant (par âge) signifie qu'on ajuste la population étudiée par une population malthusienne. En conséquence, les méthodes d'évaluation du taux d'enregistrement des décès basées sur l'hypothèse d'invariabilité du taux d'accroissement (selon l'âge) diffèrent par leur façon d'exploiter cet ajustement, ce qui explique qu'elles n'aboutissent pas aux mêmes résultats.

Notre approche part du principe qu'il y a un avantage certain à ajuster une population étudiée par plusieurs populations malthusiennes (plutôt que par une seule population malthusienne) dont chacune conviendrait à une tranche d'âge donnée de la population étudiée. Ainsi, l'approche que nous suggérons repose sur l'hypothèse suivante : la structure par âge de la population n'est pas malthusienne dans son ensemble mais elle peut bien l'être par intervalle d'âge. En d'autres termes, le taux d'accroissement de la population n'est pas constant à tous les âges, mais cette propriété pourrait raisonnablement être vérifiée à l'échelle d'une tranche d'âge de la population<sup>9</sup>. En conséquence, une population donnée serait constituée de différentes populations malthusiennes par tranche d'âge, avec un taux d'accroissement naturel et un taux brut de natalité constants pour chacune de ces populations malthusiennes.

On se passe ainsi de l'hypothèse (trop contraignante et peu réaliste) d'invariabilité du taux d'accroissement selon l'âge<sup>10</sup>

---

<sup>9</sup> Ce qui revient à considérer qu'une population prise à un moment donné est constituée de plusieurs sous-populations ayant des propriétés communes en leur sein (taux brut de natalité constant dans le temps et taux d'accroissement constant selon l'âge) mais différentes les unes par rapport aux autres. Remarquons en effet qu'à une table de mortalité donnée on peut associer différentes populations malthusiennes en faisant varier le taux d'accroissement et le taux brut de natalité. Pour chacune de ces populations malthusiennes, on s'intéressera uniquement à sa tranche d'âge se rapprochant de celle de la population étudiée.

<sup>10</sup> Prenant en compte les résultats de Coale (1972), selon lesquels, dans le processus de baisse de la mortalité, les jeunes âges et les âges les plus

(pour l'ensemble de la population); en outre, cette approche présente l'avantage d'autoriser l'estimation de taux d'enregistrement des décès par tranche d'âge.

À partir des développements mathématiques présentés en annexe, on débouche sur les deux méthodes suivantes.

### Première méthode

La première méthode est basée sur la relation suivante <sup>11</sup> :

$$\ln K(a_{ji} - \alpha, a_{ji} + \alpha) + r_j a_{ji} = \frac{1}{c_j} \ln p'(a_{ji}) + \ln b_j + \ln 2\alpha + \ln \frac{N}{N_j}$$

qui constitue une généralisation de celle qui a été établie par Preston et Coale (1982) et appliquée par Gray (1986). La principale innovation provient du fait qu'on n'est plus obligé de supposer la population malthusienne dans son ensemble, avec pour conséquence l'estimation d'un taux unique d'enregistrement des décès. La relation qui vient d'être établie permet en effet d'estimer des taux d'enregistrement différents par tranche d'âge. En revanche, cette méthode n'est pas indiquée pour estimer le taux brut de natalité <sup>12</sup>, car la quantité  $N/N_j$  n'est pas connue. Mais ce constat n'est pas gênant compte tenu du fait que notre objectif n'est pas d'estimer le taux brut de natalité, mais plutôt les taux d'enregistrement des décès.

---

avancés en bénéficient plus que les autres (avec pour conséquences une structure par âge de la mortalité variable dans le temps et un taux d'accroissement non constant selon l'âge), on enregistrerait déjà un avantage certain même si on ne retenait que trois grandes tranches d'âge où les taux d'accroissement seraient constants, à savoir les jeunes âges, les âges intermédiaires et les âges avancés. En effet, la violation de l'hypothèse d'invariabilité du taux d'accroissement et de la mortalité (selon l'âge) serait moins prononcée.

<sup>11</sup> Dans cette relation :

- $\ln$  désigne le logarithme népérien;
- les indices  $j$  désignent les tranches d'âge au sein desquelles les taux d'accroissement et d'enregistrement des décès ( $r_j$  et  $c_j$ ) sont supposés constants;
- les indices  $i$  permettent de repérer les différentes classes d'âge au sein d'une tranche d'âge donnée  $j$ ;
- $N/N_j$  est un facteur correcteur qui tient compte du fait que la population malthusienne ajustant la tranche d'âge  $j$  n'a pas forcément le même effectif que la population observée;
- $p'(a_{ji})$  représente la probabilité perspective observée de survie de la naissance à l'âge  $a_{ji}$ ;
- $K(a_{ji} - \alpha, a_{ji} + \alpha)$  désigne la proportion des individus d'âges  $a_{ji} - \alpha$  à  $a_{ji} + \alpha$ .

<sup>12</sup> Ce que la méthode de Preston et Coale (1982) permet.



On obtient ainsi l'équation d'une droite dont on peut déterminer la pente par ajustement linéaire et en déduire le taux d'enregistrement des décès  $c_j$ . Cet ajustement suppose que l'on connaît les taux d'accroissement par tranche d'âge  $r_j$ <sup>13</sup>. Ceux-ci peuvent être obtenus si l'on dispose d'informations provenant de deux recensements consécutifs<sup>14</sup>.

Dans l'application de cette méthode, plusieurs possibilités s'offrent :

- si la structure par âge de la population est de bonne qualité, et qu'on dispose de taux d'accroissement fiables par tranches d'âge quinquennales, on peut calculer (cas limite) des taux d'enregistrement des décès par tranches d'âge quinquennales, en procédant à l'ajustement linéaire des points de chaque tranche d'âge quinquennale;
- si les données (structure par âge de la population et taux d'accroissement par classe d'âge) sont de mauvaise qualité, comme c'est couramment le cas en Afrique subsaharienne, on a plutôt intérêt à estimer des taux d'enregistrement des décès pour des tranches d'âge très larges, afin d'atténuer l'influence de diverses perturbations (erreurs de déclaration d'âge, mouvements migratoires).

Comme les informations relatives aux taux d'accroissement (même pour des tranches d'âge larges) ne sont pas toujours disponibles, nous nous proposons de suggérer une deuxième alternative qui ne nécessite pas la connaissance des taux d'accroissement.

## Deuxième méthode

La deuxième méthode est basée sur la relation suivante<sup>15</sup> :

<sup>13</sup> Les taux d'accroissement  $r_j$  seront d'autant plus fiables que les tranches d'âge considérées seront larges, car les perturbations dues aux différents types d'erreurs seront estompées.

<sup>14</sup> Si ces taux d'accroissement sont estimés à partir de deux recensements, ils peuvent être perturbés par les mouvements migratoires. Une analyse de la courbe des taux d'accroissement selon l'âge sera donc nécessaire pour identifier (éventuellement) les tranches d'âge les plus perturbées.

<sup>15</sup> À la différence de la méthode précédente, celle-ci met en rapport deux classes d'âge au sein d'une même tranche d'âge :

- les indices  $t$  sont des indices auxiliaires, servant à compléter le repérage des classes d'âge  $i$ , et qui prennent des valeurs inférieures à  $i$  (de 1 à  $i-1$ ). Ainsi,  $t = 1$  permet de repérer la classe d'âge précédente, et  $t = i-1$  permet de repérer la première classe de chaque tranche d'âge;
- $p'(a_{j(t-t)}, a_{j-t} - a_{j(t-t)})$  représente la probabilité perspective observée de survie d'une classe d'âge donnée à une autre plus vieille.

$$\frac{1}{a_{jt} - a_{j(t-t)}} \ln \frac{K(a_{jt} - \alpha, a_{jt} + \alpha)}{K(a_{j(t-t)} - \alpha, a_{j(t-t)} + \alpha)} = \frac{1}{c_j} \frac{\ln p'(a_{j(t-t)}, a_{jt} - a_{j(t-t)})}{a_{jt} - a_{j(t-t)}} - r_j$$

qui constitue l'équation d'une droite dont on peut calculer les paramètres (pente et ordonnée à l'origine) par ajustement linéaire. Cela permettra d'estimer les quantités  $r_j$  et  $c_j$  pour chacune des tranches d'âge  $j$  où les taux d'accroissement et d'enregistrement des décès sont supposés constants.

On aboutit à une généralisation de la méthode proposée par Salhi (1987). Nous avons en effet montré qu'en ajustant une population observée par plusieurs populations malthusiennes, on peut théoriquement estimer différents taux d'enregistrement des décès par tranche d'âge, au lieu d'un taux d'enregistrement unique (à partir d'un certain âge) comme le prévoit la méthode de Salhi, ainsi que celles de Bourgeois-Pichat, de Brass et de Preston et Coale. Cela constitue un apport d'autant plus important qu'aucune théorie ne justifie la constance du taux d'enregistrement des décès dans toutes les classes d'âge d'une population. Jusqu'ici, cette hypothèse (ou plutôt ce postulat, parce que non confronté à l'empirie) s'est révélée indispensable en raison des difficultés méthodologiques qu'il y avait à estimer des taux d'enregistrement des décès par groupe d'âge.

Dans l'application de cette deuxième méthode, on pourra :

- soit choisir  $t = 1$  et rapporter ainsi les proportions d'individus de chaque classe d'âge  $i$  à la classe d'âge précédente  $i - 1$  au sein de chaque tranche d'âge  $j$ ;
- soit choisir  $t = i - 1$  et rapporter ainsi la proportion d'individus de chaque classe d'âge  $i$  à celle de la première classe d'âge de chaque tranche d'âge  $j$ .

### **Avantages de cette nouvelle approche**

Les avantages de ces deux méthodes par rapport aux méthodes existantes ne semblent pas négligeables. En effet :

- on suppose un taux d'accroissement constant pour une tranche d'âge et non pour l'ensemble de la population (au delà d'un certain âge);
- on suppose une structure par âge de la population invariable (dans le temps) pour une tranche d'âge et non pour l'ensemble de la population;
- on suppose le sous-enregistrement des décès constant pour une tranche d'âge et non pour l'ensemble de la population, ce qui semble plus réaliste;

- étant donné qu'on peut travailler sur des classes d'âge assez larges, et donc sur des effectifs cumulés, on est relativement moins exposé aux perturbations des erreurs de déclaration d'âge <sup>16</sup>;
- si une tranche d'âge  $j$  est touchée par les migrations de façon uniforme, les perturbations imputables à celles-ci seraient sans effet sur l'estimation de son taux d'enregistrement des décès  $c_j$ , étant entendu qu'on travaille avec les rapports des proportions d'individus <sup>17</sup>. Cette dernière remarque ne vaut que pour la deuxième méthode proposée.

### Limites de cette nouvelle approche

Malgré les importants avantages cités ci-dessus, il y a lieu de signaler que tous les problèmes ne sont pour autant résolus, car notre approche comporte aussi ses limites. Au nombre de celles-ci, on peut citer les effets perturbateurs dus aux migrations, aux erreurs de déclaration d'âge ainsi qu'aux erreurs commises dans l'estimation des taux d'accroissement de la population par tranche d'âge.

#### *Effets perturbateurs dus aux migrations*

Les taux d'accroissement intercensitaire sont effectivement exposés aux perturbations dues aux migrations en ce sens que les effectifs de population recensés en sont tributaires. Cependant, si des mouvements migratoires ont été observés à chacun des deux recensements consécutifs et que leur intensité (c'est-à-dire la propension à migrer aux divers âges) est restée invariable dans le temps, les migrations seraient sans effet sur les taux d'accroissement intercensitaire (Laourou, 1994b). Cela signifie que, même dans une situation où les mouvements migratoires ne sont pas négligeables, on peut obtenir des taux d'accroissement fiables à partir de deux recensements consécutifs. Toutefois, la structure par âge de la population dont on se sert (pour appliquer chacune des deux nouvelles méthodes) peut être perturbée par les migrations au point que ces mé-

<sup>16</sup> Si, malgré toutes ces précautions, les perturbations dues aux erreurs de déclaration d'âge demeurent importantes, on pourrait (en dernier recours) répartir les points  $x_i$  et  $y_i$  en deux groupes et calculer les moyennes par groupe. Cela nous conduirait à un système de deux équations à deux inconnues ( $r_j$  et  $1/c_j$ ) qu'il faudrait résoudre.

<sup>17</sup> On pourrait donc tenir compte de cet avantage dans la détermination des tranches d'âge  $j$ .

thodes deviennent inapplicables, à moins que l'on procède à un lissage de la structure par âge.

### *Perturbations dues aux erreurs de déclaration d'âge*

Il est courant que des personnes ne soient pas déclarées dans leur classe d'âge réelle, et qu'elles puissent se retrouver (fort probablement), soit dans la classe d'âge suivante (effet de vieillissement), soit dans la classe d'âge précédente (effet de rajeunissement). Si ce phénomène n'est pas de même ampleur dans les deux recensements, il peut entraîner des écarts artificiels entre les taux d'accroissement intercensitaire de deux classes d'âge contiguës. En effet, quand, dans une classe d'âge, le phénomène de transfert entre âges entraîne une déviation de la courbe des taux d'accroissement vers le haut (ou vers le bas), on observe la situation inverse dans la classe d'âge suivante. Ainsi, des oscillations peuvent être observées sur les courbes de taux d'accroissement, sans qu'elles traduisent forcément une réalité. La constitution de tranches d'âge de grande amplitude permet d'atténuer ces perturbations. De plus, on a intérêt à ce que, aux frontières des tranches d'âge constituées, on observe le moins de fluctuations (ou oscillations) possible, pour s'assurer que les perturbations ne touchent pas (ou touchent peu) deux tranches d'âge contiguës.

Indépendamment de l'effet des erreurs de déclaration d'âge sur les taux d'accroissement intercensitaire, les simulations effectuées par Laourou (1994b) montrent que cette nouvelle approche est exposée aux effets perturbateurs des problèmes de déclaration d'âge sur la structure par âge de la population, au même titre que les autres méthodes. Il faut donc disposer (tout au moins) d'une structure par classes d'âge relativement bonne pour une application convenable de cette nouvelle approche.

### *Impact des erreurs commises dans l'estimation des taux d'accroissement de la population*

Étant donné que la première méthode suggérée nécessite la disponibilité des taux d'accroissement de la population par tranche d'âge et que ceux-ci sont rarement connus avec précision, il est important de s'intéresser à la sensibilité de la méthode aux variations du taux d'accroissement de la population.

Le coefficient de régression (estimé par les moindres carrés) est fourni par l'expression suivante :

$$\frac{1}{c_j} = \frac{\sum xy - n \mu_x \mu_y}{\sum x^2 - n \mu_x^2}$$

sachant que  $x = \ln p'(a_{ji})$  et  $y = \ln K(a_{ji} - \alpha, a_{ji} + \alpha) + r_j a_{ji}$ ,  $\mu_x$  et  $\mu_y$  représentent (respectivement) les espérances mathématiques de  $x$  et  $y$ .

Lorsqu'on remplace  $x$ ,  $y$ ,  $\mu_x$  et  $\mu_y$  par leurs expressions respectives dans la relation précédente, on obtient <sup>18</sup> :

$$\frac{1}{c_j} = \frac{n \sum \ln p'(a_{ji}) r_j a_{ji} - \sum \ln p'(a_{ji}) \sum r_j a_{ji}}{n \sum [\ln p'(a_{ji})]^2 - [\sum \ln p'(a_{ji})]^2} +$$

$$\frac{n \sum \ln K(a_{ji} - \alpha, a_{ji} + \alpha) \ln p'(a_{ji}) - \sum \ln p'(a_{ji}) \sum \ln K(a_{ji} - \alpha, a_{ji} + \alpha)}{n \sum [\ln p'(a_{ji})]^2 - [\sum \ln p'(a_{ji})]^2}$$

La dérivée de cette dernière relation (qui est une fonction du taux d'accroissement  $r_j$ ) se présente comme suit :

$$\frac{\partial(1/c_j)}{\partial r_j} = \frac{n \sum \ln p'(a_{ji}) a_{ji} - \sum \ln p'(a_{ji}) \sum a_{ji}}{n \sum [\ln p'(a_{ji})]^2 - [\sum \ln p'(a_{ji})]^2}$$

soit :

$$\frac{\text{Cov}(a_{ji}, \ln p'(a_{ji}))}{\text{Var}(\ln p'(a_{ji}))}$$

On obtient ainsi une expression qui correspond au coefficient de régression de  $a_{ji}$  en  $\ln p'(a_{ji})$ . Étant donné que la probabilité de survie  $p'(a_{ji})$  baisse au fur et à mesure que l'âge  $a_{ji}$  augmente, et que le logarithme est une fonction croissante, on peut affirmer qu'il y a une relation négative entre  $a_{ji}$  et  $\ln p'(a_{ji})$ , et que le coefficient de régression entre ces deux variables est constamment négatif (soit que la dérivée de  $1/c_j$  est négative). En conséquence,  $1/c_j$  est une fonction décroissante du taux d'accroissement de la population ( $r_j$ ), et le taux d'enregistrement des décès ( $c_j$ ) en est une fonction croissante. Ainsi, lorsque le taux d'accroissement de la population est sous-estimé, le taux d'enregistrement des décès l'est aussi, et inversement.

Le principal enseignement à tirer de ce constat est qu'il est nécessaire de faire preuve de beaucoup de prudence dans la détermination des taux d'accroissement de la population par tranche d'âge. Si les incertitudes sont grandes au point que l'on ne puisse pas estimer des taux d'accroissement fiables par tranche d'âge, on ferait mieux de retenir l'hypothèse d'un taux

<sup>18</sup> Dans toutes les relations présentées les sommations sont effectuées par rapport à l'indice  $i$ , qui permet d'identifier les classes d'âge au sein de chaque tranche d'âge  $j$ .

d'accroissement constant pour l'ensemble de la population (à partir d'un certain âge comme d'autres méthodes le supposent <sup>19</sup>). Il demeure toutefois que, même dans ce cas, notre approche permet d'estimer des taux d'enregistrement des décès par tranche d'âge. C'est d'autant plus intéressant qu'il pourrait exister des problèmes réels d'enregistrement différentiel des décès selon la tranche d'âge, indépendamment de la controverse sur les hypothèses relatives au taux d'accroissement de la population.

### **ÉVALUATION DE LA COUVERTURE DES DÉCÈS AU MOYEN DE LA NOUVELLE APPROCHE MÉTHODOLOGIQUE**

Nous présenterons dans un premier temps les taux d'accroissement de la population calculés pour plusieurs pays africains, puis nous évaluerons (au moyen de chacune des deux méthodes suggérées) des taux d'enregistrement des décès par tranche d'âge.

#### **Estimation de taux d'accroissement intercensitaire dans plusieurs pays africains**

Nous présentons au tableau 1 des estimations de taux d'accroissement (supposés constants par tranche d'âge) pour

<sup>19</sup> Remarquons toutefois que ces méthodes sont aussi sensibles aux variations du taux d'accroissement.

Pour la méthode de Preston et Coale (1982), la dérivée du coefficient de régression se présente comme suit,

$$\frac{\partial(1/c)}{\partial r} = \frac{n \sum 1np'(a) a - \sum 1np'(a) \sum a}{n \sum [1np'(a)]^2 - [\sum 1np'(a)]^2}$$

et est constamment négative, avec pour conséquence une sensibilité similaire du taux d'enregistrement des décès aux variations du taux d'accroissement de la population ( $r$ ).

La méthode de Brass et celle de Preston, Coale, Trussel et Weinstein (1980) sont également sensibles aux variations du taux d'accroissement de la population. C'est ainsi que, pour les décès enregistrés entre passages à l'EPR Bénin (voir Laourou, 1994b), on peut obtenir des taux d'enregistrement des décès de l'ordre de 100 % lorsqu'on adopte des taux d'accroissement respectifs de 1,5 % pour le sexe masculin et de 2,9 % pour le sexe féminin, au lieu des valeurs de 3,01 % pour les hommes et de 3,12 % pour les femmes, qui fournissent des taux d'enregistrement respectifs de plus de 150 % (voire de 225 % en ce qui concerne la méthode de Brass) pour le sexe masculin et d'environ 115 % pour le sexe féminin. Mais un taux d'accroissement de 1,5 % n'est pas plausible pour la population masculine du Bénin (tous âges confondus).

TABLEAU 1 — Taux d'accroissement intercensitaire (par tranche d'âge) de plusieurs pays d'Afrique subsaharienne

Pays	Tranches d'âge	Sexe masculin	Sexe féminin
Bénin (1979-1992)	5-44 ans	0,0384	0,0340
	45 ans et +	0,0150	0,0199
Cameroun (1976-1987)	5-34 ans	0,0293	0,0281
	35-49 ans	0,0073	0,0052
	50 ans et +	0,0145	0,0176
Centrafrique (1975-1988)	5-34 ans	0,0284	0,0269
	35-54 ans	0,0047	- 0,0001
	55 ans et +	0,0246	0,0303
Côte-d'Ivoire (1975-1988)	5-45 ans	0,0369	0,0382
	45 ans et +	0,0307	0,0382
Malawi (1966-1977)	5-34 ans	0,0314	0,0281
	35-59 ans	0,0218	0,0176
	60 ans et +	0,0356	0,0426
Togo (1970-1981)	5-29 ans	0,0358	0,0330
	30 ans et +	0,0184	0,0183

plusieurs pays africains <sup>20</sup>. Ces estimations, qui sont effectuées à partir des analyses des courbes de taux d'accroissement intercensitaire (voir Laourou, 1994b), permettent, d'une part, de confirmer que l'hypothèse de constance du taux d'accroissement de la population selon l'âge n'est pas plausible et, d'autre part, d'identifier les tranches d'âge au sein desquelles ce taux d'accroissement peut être supposé constant.

Les taux d'accroissement intercensitaire obtenus par tranche d'âge pour le Bénin, la Côte-d'Ivoire, le Malawi et le Togo semblent plausibles <sup>21</sup>, et donc directement utilisables pour le calcul des taux d'enregistrement des décès. Par contre, les taux d'accroissement intercensitaire des tranches d'âges actifs du Cameroun (35-49 ans) et de Centrafrique (35-54 ans) ont dû être perturbés par les migrations car ils ne sont pas

<sup>20</sup> Pays pour lesquels nous avons pu obtenir les répartitions par sexe et par groupe d'âge quinquennal de la population à deux recensements consécutifs. Il s'agit du Bénin, du Cameroun, de la République centrafricaine (ou Centrafrique), de la Côte-d'Ivoire, du Malawi et du Togo.

<sup>21</sup> Même si rien ne permet d'affirmer avec certitude que ces taux d'accroissement cadrent avec la réalité qu'ils sont censés représenter.

crédibles, d'où la nécessité d'estimer des taux d'accroissement pour les tranches d'âge concernées. Pour y parvenir, soit on procédera à la moyenne des taux d'accroissement des tranches d'âge contiguës, soit on retiendra le taux observé dans une classe d'âge contiguë.

### **Application de la méthode nécessitant la connaissance des taux d'accroissement de la population**

*Application de la méthode aux décès dont les taux d'enregistrement sont connus d'avance*

L'application de la méthode aux données de l'EPR Bénin paraît d'autant plus intéressante qu'il a été montré par ailleurs que les décès enregistrés entre passages sont de bonne qualité (Laourou, 1994a). Les décès enregistrés entre passages à l'EPR de Côte-d'Ivoire sont aussi supposés de bonne qualité. En ce qui concerne les décès des douze derniers mois de l'EPR Bénin, on connaît le degré de leur sous-enregistrement par rapport aux décès observés entre passages. Il sera alors aisé d'établir l'efficacité de la méthode, tout au moins par rapport à ces données-là.

Les taux d'enregistrement des décès par tranche d'âge issus de cette méthode (tableau 2) appellent deux remarques :

- on relève des différences importantes selon la tranche d'âge entre les taux d'enregistrement obtenus;
- comme il fallait s'y attendre, la couverture des décès entre passages est meilleure que celle des décès des douze derniers mois. De plus, les couvertures relatives des décès des douze derniers mois par rapport à ceux qui ont été enregistrés

*TABLEAU 2 — Taux d'enregistrement issus de l'application de la méthode aux données du Bénin et de la Côte-d'Ivoire*

Enquêtes	Tranches d'âge	Taux du sexe masculin (%)	Taux du sexe féminin (%)
EPR Bénin (décès entre passages)	5-44 ans	73,5	101,1
	45 ans et +	110,0	84,1
EPR Bénin (décès des 12 derniers mois)	5-44 ans	66,6	56,0
	45 ans et +	69,4	31,9
EPR Côte-d'Ivoire (décès entre passages)	5-44 ans	95	78
	45 ans et +	102	95



entre passages sont sensiblement équivalentes aux couvertures obtenues à partir des données brutes <sup>22</sup>.

Des erreurs éventuelles sur les taux d'accroissement ne sont pas à exclure. En effet, on n'obtient pas partout les 100 % de couverture auxquels on s'attendait pour les décès enregistrés entre passages (compte tenu de leur bonne qualité). La couverture parfaite des décès (c'est-à-dire des taux d'enregistrement voisins de 100 %) a été obtenue pour les personnes de sexe féminin dont l'âge est compris entre 5 ans et 44 ans, ainsi que pour les personnes de sexe masculin âgées de 45 ans et plus <sup>23</sup>.

Pour les autres tranches d'âge, les écarts par rapport à la couverture parfaite (100 %) peuvent se justifier, en partie, par l'inadéquation des taux d'accroissement, car nous avons montré (ci-dessus) que les erreurs commises dans l'estimation des taux d'accroissement de la population ont une incidence sur les valeurs des taux d'enregistrement des décès.

C'est ainsi que la couverture parfaite (des décès entre passages) peut être obtenue pour chacune des deux autres tranches d'âge lorsque leurs taux d'accroissement sont respectivement de :

- 4,0 % pour les individus de sexe masculin âgés de 5 ans à 44 ans révolus (au lieu de 3,84 %), et on passe alors de 73,5 % à environ 100 %;
- 2,3 % pour les individus de sexe féminin âgés de 45 ans et plus (au lieu de 2,0 %), et on passe alors de 84,1 % à environ 100 %.

Il est permis de conclure que la méthode a fourni des résultats cohérents, donc plausibles, au niveau des données de l'EPR Bénin (1981-1983). Remarquons toutefois que, pour garantir une bonne linéarité de la relation <sup>24</sup> (à la base de la méthode), nous avons dû exclure les points qui s'écartent nettement des droites d'ajustement, sous l'hypothèse que ceux-ci sont les plus

<sup>22</sup> Probablement parce que les erreurs éventuellement commises dans l'estimation des taux d'accroissement de la population par tranche d'âge ont eu des impacts uniformes sur ces deux sources de données.

<sup>23</sup> Nous considérons que les taux d'enregistrement compris entre 90 % et 110 % traduisent une bonne couverture des décès, et que des taux d'enregistrement de ce niveau devraient dispenser l'utilisateur d'une correction des données. En effet, les hypothèses à la base de la méthode ne sont pas forcément vérifiées (quand bien même ces hypothèses sont plus plausibles que celles des méthodes existantes), et il faudrait donc prévoir une marge d'erreur au niveau des résultats obtenus.

<sup>24</sup> Soit des coefficients de détermination linéaire élevés.

perturbés par les problèmes de déclaration d'âge. On peut, par ailleurs, constater que ces résultats ont été atteints avec des taux d'accroissement allant parfois du simple au double, ce qui ne tend pas à conforter l'hypothèse de constance du taux d'accroissement de la population par âge au niveau du Bénin.

En ce qui concerne les données de l'EPR Côte-d'Ivoire, on obtient une couverture quasi parfaite des décès à presque toutes les tranches d'âge, excepté pour les personnes de sexe féminin âgées de 5 ans à 44 ans révolus (voir le tableau 2). Mais, dès qu'on adopte un taux d'accroissement de 3,92 % (au lieu des 3,82 % figurant au tableau 1), le taux d'enregistrement des décès, au sein de cette tranche des femmes âgées de 5 ans à 44 ans, passe de 78 % à 100 %.

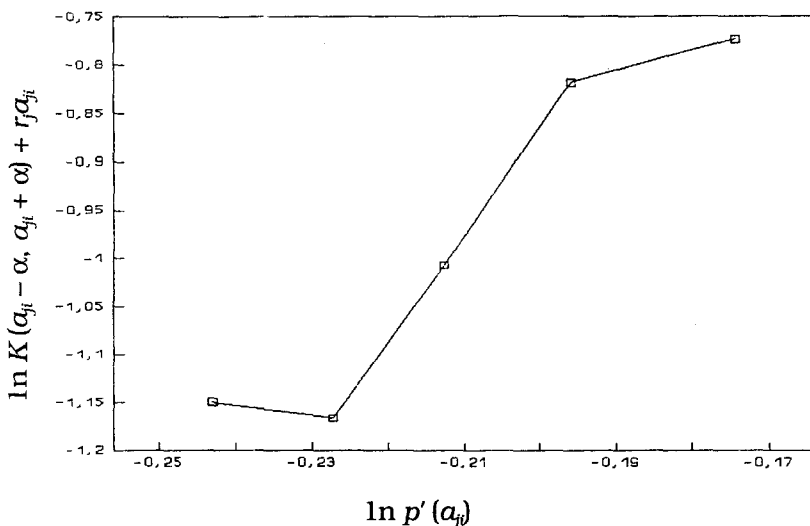
Remarquons qu'au niveau du sexe féminin, nous avons obtenu le même taux d'accroissement (soit 3,82 %) pour les personnes de moins de 45 ans, ainsi que pour les personnes de 45 ans et plus. Cependant, les taux d'enregistrement issus de ce taux d'accroissement (pourtant constant) sont sensiblement différents, soit 78 % pour la tranche d'âge 5-44 ans, et 95 % pour la tranche d'âge 45 ans et plus. Ce résultat montre que même l'hypothèse de constance du taux d'accroissement de la population selon la tranche d'âge n'implique pas nécessairement celle d'invariabilité du taux d'enregistrement des décès <sup>25</sup>, contrairement à ce que l'on a très longtemps supposé dans les méthodes d'évaluation de la couverture des décès.

Les figures 2 et 3 mettent en évidence la qualité relativement bonne des ajustements linéaires effectués au niveau des décès masculins de l'EPR de Côte-d'Ivoire; la figure 4, représentant les points ajustés par la méthode de Preston et Coale (sous l'hypothèse d'invariabilité des taux d'accroissement et d'enregistrement des décès), a une allure moins régulière.

Enfin, les tranches d'âge (pour lesquelles les taux d'enregistrement des décès ont été calculés) sont larges parce que la qualité des données disponibles n'autorise pas l'exploitation des structures par année d'âge, et il a fallu recourir à des répartitions de la population par classes d'âge quinquennales. Or, il faut un certain nombre de classes d'âge pour espérer un ajustement linéaire convenable. C'est dire qu'on pourrait obtenir des résultats pour des tranches d'âge de moins grande amplitude si on disposait de meilleures structures par âge.

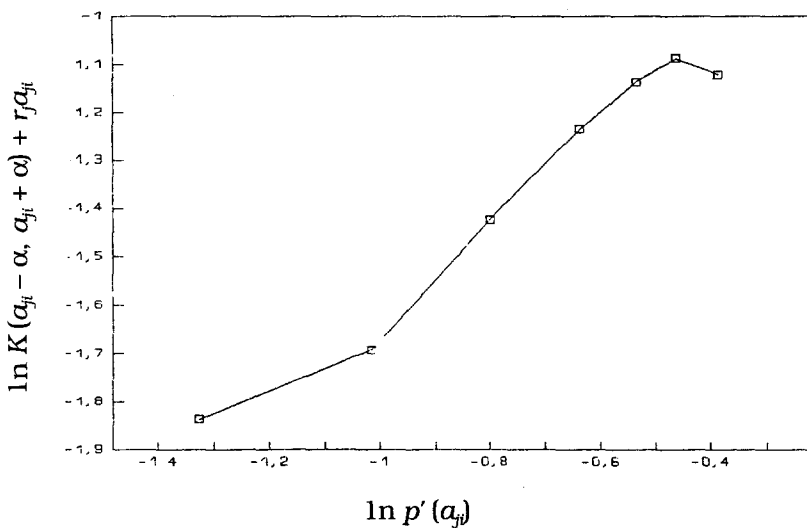
---

<sup>25</sup> Celui-ci n'obéit certainement pas aux mêmes lois que le taux d'accroissement de la population.



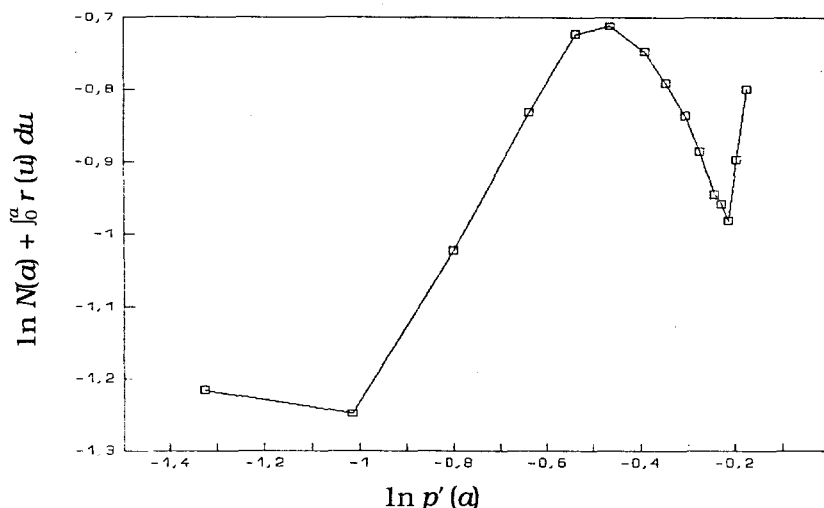
Source : Enquête à passages répétés du Bénin (1981-1983)

FIGURE 2 — Ajustement des décès masculins de la Côte-d'Ivoire (5-29 ans)



Source : Enquête à passages répétés du Bénin (1981-1983)

FIGURE 3 — Ajustement des décès masculins de la Côte-d'Ivoire (45-74 ans)



Source : Enquête à passages répétés du Bénin (1981-1983)

FIGURE 4 — Ajustement des décès masculins de la Côte-d'Ivoire (Preston et Coale)

#### Application de la méthode à d'autres données

Compte tenu de la qualité relativement bonne des résultats fournis par la méthode lors de son application aux données dont les taux de couverture étaient connus d'avance, nous avons choisi de poursuivre cette application au niveau d'autres données d'Afrique subsaharienne. Nous nous intéressons en particulier aux décès des douze derniers mois enregistrés dans des pays africains pour lesquels nous avons pu calculer des taux d'accroissement de la population par tranche d'âge. Il s'agit du Cameroun, de la République centrafricaine, du Malawi et du Togo. Plus loin, nous rapprocherons les résultats obtenus de ceux que fournit la méthode de Preston et Coale (1982), afin d'apprécier l'impact du non-respect de l'hypothèse d'invariance du taux d'accroissement de la population selon l'âge.

Au Cameroun, la couverture des décès des douze derniers mois enregistrés au recensement de 1987 est nettement meilleure que celle des décès collectés au recensement de 1976 (voir le tableau 3). De plus, on observe une couverture quasi parfaite de ces décès enregistrés en 1987 au niveau de la plupart des tranches d'âge, sauf pour les hommes de moins de 35 ans (où ils ont été légèrement surestimés), ainsi que pour les femmes de 35-49 ans et les hommes de 50 ans et plus (où ils ont été sous-enregistrés). Dans le premier cas, les erreurs de datation des

TABLEAU 3 — Taux d'enregistrement des décès collectés au cours de plusieurs recensements en Afrique subsaharienne

Source des données	Tranches d'âge	Taux d'enregistrement des décès (%)	
		Sexe masculin	Sexe féminin
Recensement camerounais de 1976	5-34 ans	60,8	89,3
	35-49 ans	77,0	54,6
	50 ans et +	57,0	41,2
Recensement camerounais de 1987	5-34 ans	116,0	100,9
	35-49 ans	107,1	75,2
	50 ans et +	69,0	93,5
Recensement centrafricain de 1988	5-34 ans	76,5	77,5
	35-54 ans	127,7	137,9
	55 ans et +	107,8	104,8
Recensement du Malawi de 1977	5-34 ans	60,1	80,4
	35 ans et +	65,0	27,2
Recensement togolais de 1981	5-29 ans	7,1	28,8
	30 ans et +	22,4	31,8

événements des douze derniers mois peuvent expliquer le phénomène de surenregistrement des décès. Dans les autres, il pourrait s'agir d'omissions volontaires (considérations culturelles) ou involontaires (trous de mémoire des enquêtés, etc.).

Les résultats obtenus pour le Cameroun ne présentent aucune aberration apparente, et sont donc plausibles. Remarquons toutefois que les taux d'accroissement intercensitaire des personnes de 50 ans et plus se sont révélés trop faibles et qu'il a fallu adopter les mêmes taux d'accroissement pour la tranche des individus âgés de 35 ans à 49 ans et pour celle des individus âgés de 50 ans et plus. Malgré cette invariabilité du taux d'accroissement, on obtient des taux d'enregistrement des décès différents pour les personnes de 35-49 ans et celles de 50 ans et plus <sup>26</sup>.

Les résultats obtenus pour les décès des douze derniers mois enregistrés au recensement de Centrafrique en 1988 (voir le tableau 3) traduisent un surenregistrement des décès des personnes âgées de 35 ans à 54 ans révolus, ainsi qu'un sous-enregistrement des décès des personnes de moins de 35 ans. En ce qui concerne les décès des personnes âgées de 55 ans et plus, ils semblent avoir été bien couverts.

<sup>26</sup> Un résultat semblable avait déjà été obtenu au niveau des données de Côte-d'Ivoire (voir ci-dessus).

Les décès des douze derniers mois collectés au recensement du Malawi en 1977 ont été sous-enregistrés dans toutes les tranches d'âge. Toutefois, le degré de sous-enregistrement varie selon la tranche d'âge, comme le montre bien le tableau 3.

On constate enfin que les décès collectés au recensement du Togo en 1981 ont été particulièrement sous-enregistrés<sup>27</sup>. Là aussi, le degré de sous-enregistrement varie sensiblement d'une tranche d'âge à l'autre. Mais le résultat relatif aux personnes de sexe masculin âgées de moins de 30 ans paraît peu plausible, probablement en raison de diverses perturbations.

### *Comparaison avec les résultats obtenus par la méthode de Preston et Coale*

Nous nous intéressons en particulier à la méthode de Preston et Coale (1982), dont la nôtre constitue une généralisation. Cette méthode de Preston et Coale est basée sur la double hypothèse d'invariabilité du taux d'accroissement de la population et du taux d'enregistrement des décès selon l'âge.

Au niveau des données du Bénin et de la Côte-d'Ivoire, dont les taux de couverture des décès étaient connus d'avance, les résultats obtenus par la méthode de Preston et Coale (1982) semblent peu plausibles (voir le tableau 4)<sup>28</sup>.

Par ailleurs, la qualité des ajustements linéaires est assez mauvaise. C'est ainsi que, pour la Côte-d'Ivoire, nous avons calculé les taux d'enregistrement des décès en prenant en compte les points compris entre 45 ans et 70 ans<sup>29</sup> (où la linéarité de la relation est acceptable et pour lesquels la pente de la droite d'ajustement est positive), alors que pour les données du Bénin, il n'a pas été possible d'identifier des espaces où ces deux conditions sont remplies<sup>30</sup>. En conséquence, les taux d'enregistrement des décès du Bénin présentés au tableau 4 ont été calculés avec des coefficients de détermination linéaire très faibles.

<sup>27</sup> Ce résultat est confirmé par les espérances de vie calculées à partir des données observées, qui s'élèvent respectivement à 77,4 ans pour le sexe masculin et à 87,0 ans pour le sexe féminin.

<sup>28</sup> Remarquons par ailleurs que la confrontation de la méthode de Brass (1975) et de celle de Preston et Coale (Preston, Coale, Trussel et Weinstein, 1980) à ces données du Bénin et de la Côte-d'Ivoire a donné les résultats peu vraisemblables rappelés dans l'introduction.

<sup>29</sup> Ce qui est relativement étroit.

<sup>30</sup> Il est vrai que les différences entre les taux d'accroissement de la population par tranche sont très importantes pour le Bénin (tableau 1), et que la violation de l'hypothèse de constance du taux d'accroissement y est nettement plus prononcée.

TABLEAU 4 — Taux d'enregistrement des décès selon la méthode de Preston et Coale

Source des données	Taux d'enregistrement des décès (%)	
	Sexe masculin	Sexe féminin
EPR Bénin (décès entre passages)	299,0	105,0
EPR Bénin (décès des 12 derniers mois)	182,0	55,8
EPR Côte-d'Ivoire	106,0	114,0
Recensement du Cameroun 1976	97,8	62,0
Recensement du Cameroun 1987	93,2	56,4
Recensement de Centrafrique 1988	82,4	62,9
Recensement du Malawi 1977	57,6	39,1
Recensement du Togo 1981	39,2	18,8

La figure 4 (voir plus haut) fournit une bonne illustration de la mauvaise qualité des ajustements linéaires au niveau des décès masculins enregistrés à l'EPR de Côte-d'Ivoire.

En ce qui concerne les décès des douze derniers mois enregistrés aux recensements du Cameroun (1976 et 1987), de Centrafrique (1988), du Malawi (1977) et du Togo (1981), on obtient des taux d'enregistrement peu cohérents avec ceux que produit la nouvelle approche. Là aussi, outre le fait que les taux d'enregistrement des décès n'ont pas pu être disponibles par tranche d'âge, les résultats fournis par la méthode de Preston et Coale sont manifestement peu plausibles au niveau de certaines populations <sup>31</sup>, probablement en raison du non-respect des hypothèses d'invariabilité du taux d'accroissement de la population et du taux d'enregistrement des décès selon l'âge.

### **Évaluation critique de la couverture des décès adultes au moyen de la nouvelle méthode ne nécessitant pas les taux d'accroissement**

Cette deuxième méthode présente l'avantage de ne pas nécessiter la connaissance des taux d'accroissement de la population par tranche d'âge. En revanche, elle dépend fortement de la structure par âge de la population et serait, de ce fait, plus exposée aux problèmes induits par des erreurs de déclaration des âges.

<sup>31</sup> C'est en particulier le cas pour les décès du sexe féminin enregistrés aux recensements du Cameroun (1987) et de Centrafrique (1988).

*Application de la méthode aux décès dont les taux d'enregistrement sont connus d'avance*

Nous appliquons, en un premier temps, la méthode à des données dont les taux d'enregistrement des décès sont connus d'avance, afin de vérifier son efficacité et d'attirer éventuellement l'attention sur ses limites.

Il s'agit essentiellement des décès enregistrés entre passages à l'EPR de Côte-d'Ivoire, car la très mauvaise qualité de la structure par âges des données de l'EPR Bénin a rendu l'application de la méthode à ces données impossible (qu'il s'agisse des décès entre passages ou des décès des douze derniers mois)<sup>32</sup>.

Les résultats ne sont convergents avec ceux de la méthode précédente que pour les décès de sexe masculin enregistrés à l'EPR de Côte-d'Ivoire (voir le tableau 5). Quant aux décès ivoiriens de sexe féminin, ces résultats sont déjà moins bons, certainement parce que la structure par âge de la population masculine de la Côte-d'Ivoire est meilleure que celle de la population féminine.

TABLEAU 5 — Taux d'enregistrement des décès par la deuxième méthode à l'EPR de Côte-d'Ivoire

Tranches d'âge	Taux d'enregistrement des décès (%)	
	Sexe masculin	Sexe féminin
5-44 ans	100,0	151,5
45 ans et +	96,7	60,6

*Application de la méthode à des données dont les taux de couverture des décès ne sont pas connus d'avance*

Étant donné que les taux d'enregistrement de ces décès ne sont pas connus d'avance, il n'existe pas de référence permettant d'établir la fiabilité de la méthode au niveau des données en question. Nous observerons cependant, avec beaucoup d'intérêt, l'importance des écarts éventuels entre les taux d'enregistrement des décès par tranche d'âge, puis nous les comparerons, plus loin, aux taux d'enregistrement des décès

<sup>32</sup> Ce qui explique que, dans l'application de cette deuxième méthode, nous ne présentons pas de résultats pour les décès enregistrés à l'EPR Bénin. En effet, les pentes des droites d'ajustement (dont les inverses sont censées fournir les taux d'enregistrement des décès) sont négatives.



TABLEAU 6 — Taux d'enregistrement des décès selon la deuxième méthode (autres données)

Source des données	Tranches d'âge	Taux d'enregistrement des décès (%)	
		Sexe masculin	Sexe féminin
Recensement du Cameroun 1976	5-34 ans	104,7	49,7
	35 ans et +	35,2	50,3
Recensement du Cameroun 1987	5-34 ans	45,0	37,0
	35 ans et +	52,2	29,8
Recensement de Centrafrique 1988	10-39 ans	41,0	70,4
	40 ans et +	151,5	55,9
Recensement du Togo 1981	5-29 ans	—	19,5
	30 ans et +	20,4	15,2
Recensement de Madagascar 1975	5-29 ans	42,4	67,7
	30 ans et +	72,1	73,4
Recensement du Mali 1976	5-24 ans	—	91,7
	25 ans et +	45,5	19,2
Recensement du Rwanda 1978	5-29 ans	—	—
	30 ans et +	104,6	66,7
Recensement du Botswana 1981	5-34 ans	—	—
	35 ans et +	62,9	96,2

obtenus sous l'hypothèse d'invariabilité du taux d'accroissement de la population selon l'âge (méthode de Salhi).

Dans plusieurs cas (voir le tableau 6), il n'a pas été possible d'estimer de taux d'enregistrement des décès avant l'âge de 30 ans, voire de 35 ans, en raison soit de la qualité peu satisfaisante de la linéarité des ajustements, soit de la valeur négative des pentes des droites d'ajustement. Cette situation s'explique par l'assez mauvaise qualité des structures par âge des populations concernées<sup>33</sup>.

On peut remarquer que les taux d'enregistrement des décès obtenus par la deuxième méthode présentent souvent des écarts très importants selon la tranche d'âge. Ainsi, ces résultats confirment (une fois de plus) que le taux d'enregistrement des décès n'est pas constant selon l'âge. Cependant, les taux d'enre-

<sup>33</sup> Il s'agit de perturbations imputables aux problèmes de déclaration des âges. Lorsque ces perturbations sont très prononcées, il arrive même que la pente de la droite d'ajustement soit négative et qu'il ne soit pas possible d'estimer un taux d'enregistrement des décès pour les tranches d'âge concernées. Nous avons signalé ces cas par des tirets.

gistrement obtenus par cette deuxième méthode sont moins plausibles et donc moins satisfaisants que ceux que fournit la première méthode. Cela peut s'expliquer par les réserves émises sur la qualité des structures par âge des populations.

*Comparaison avec les résultats obtenus par la méthode de Salhi*

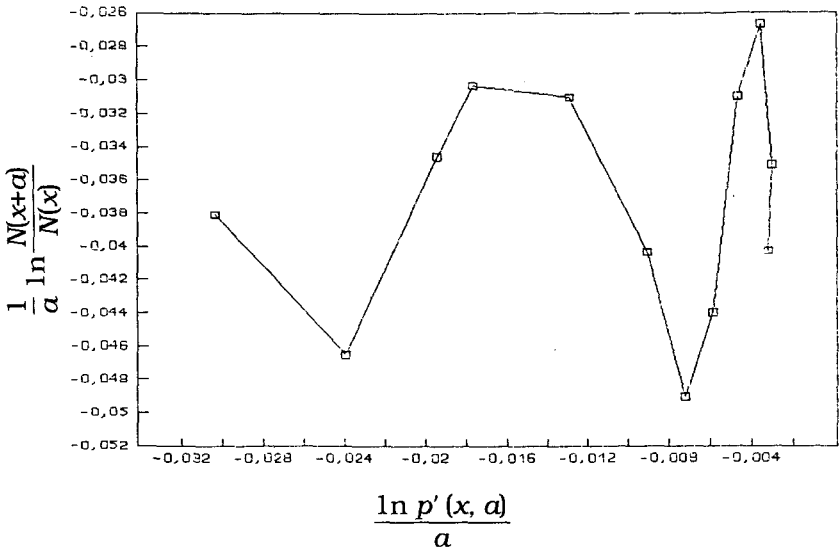
Le tableau 7, qui renseigne sur les taux d'enregistrement des décès obtenus selon la méthode de Salhi, ne comporte pas d'informations sur certaines données (pourtant disponibles, et exploitées ci-dessus). Il s'agit des données pour lesquelles les perturbations liées aux erreurs de déclaration d'âge ont entraîné des valeurs négatives des pentes des droites d'ajustement (dont les inverses représentent les taux d'enregistrement des décès).

Si on ne relève aucune convergence entre les résultats présentés au tableau 7 (résultats obtenus pour l'ensemble de la population selon la méthode de Salhi) et ceux du tableau 6 (résultats obtenus par tranche d'âge selon notre approche), c'est parce que la méthode de Salhi, non seulement est construite sous l'hypothèse de constance du taux d'accroissement de la population selon l'âge, mais suppose également la constance du taux d'enregistrement des décès selon l'âge.

Ces deux principales caractéristiques différencient la méthode de Salhi de la nôtre malgré la grande similitude entre les équations de base de ces deux méthodes. Cela explique qu'elles aboutissent à des résultats peu convergents quant aux taux d'enregistrement des décès. Les différences dans les

*TABLEAU 7 — Taux d'enregistrement des décès selon la méthode de Salhi*

Source des données	Taux d'enregistrement des décès (%)	
	Sexe masculin	Sexe féminin
EPR Côte-d'Ivoire	67,6	125,3
Recensement du Cameroun 1976	45,5	27,2
Recensement du Cameroun 1987	169,0	72,5
Recensement de Centrafrique 1988	549,5	64,2
Recensement du Togo 1981	—	9,7
Recensement de Madagascar 1975	74,4	141,0
Recensement du Mali 1976	56,2	17,4
Recensement du Rwanda 1978	195,7	65,8



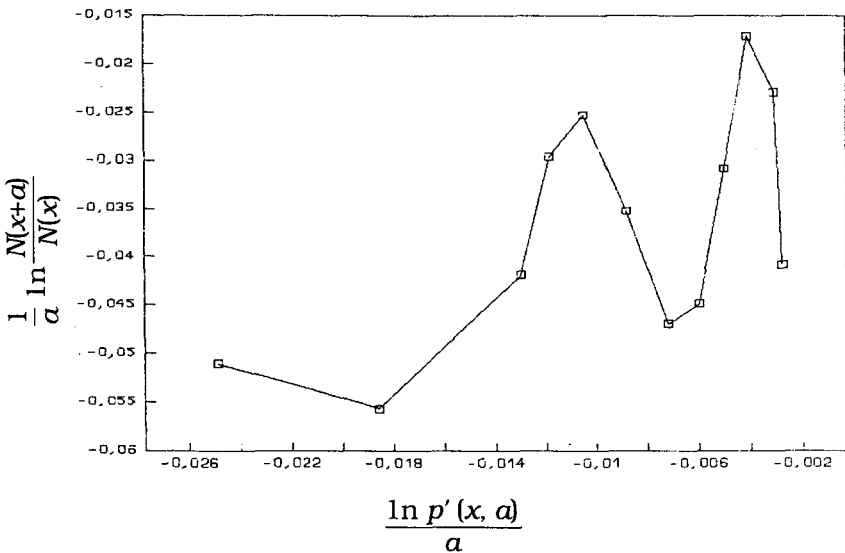
Source : Enquête à passages répétés du Bénin (1981-1983)

FIGURE 5 — Ajustement des décès masculins de Centrafrique par la méthode de Salhi

résultats obtenus sont d'autant plus importantes que la violation de l'hypothèse d'invariabilité du taux d'accroissement de la population selon l'âge est prononcée.

Le taux d'enregistrement des décès masculins des 12 derniers mois au recensement de Centrafrique (tableau 7) est anormalement élevé parce que la mauvaise qualité de la structure par âge de la population fournit un coefficient de régression faible <sup>34</sup> (voir la figure 5), et donc une relation faible entre les deux variables. Quant aux décès de sexe féminin on peut remarquer (figure 6), que la qualité des ajustements linéaires n'est pas bonne, avec pour conséquence des taux d'enregistrement des décès peu crédibles. Par ailleurs, à défaut d'observer la constance du taux d'enregistrement des décès selon l'âge, on pouvait, tout au moins, espérer que les taux d'enregistrement calculés par la méthode de Salhi auraient des valeurs bornées par les taux d'enregistrement par tranche d'âge (de la nouvelle approche). Mais, au vu des résultats, il n'en est pas toujours ainsi, probablement parce que le non-respect des hypothèses de base (par les données en présence) peut avoir des conséquences imprévisibles pour les résultats d'une méthode,

<sup>34</sup> Le taux d'enregistrement des décès étant l'inverse du coefficient de régression.



Source : Enquête à passages répétés du Bénin (1981-1983)

FIGURE 6 — Ajustement des décès féminins de Centrafrique par la méthode de Salhi

voire entraîner une impossibilité d'estimer un taux d'enregistrement des décès.

## CONCLUSION

La plupart des méthodes d'évaluation du taux d'enregistrement des décès, que ce soit la méthode de Brass, celle de Bourgeois-Pichat, ou celle de Preston et Coale, reposent non seulement sur l'hypothèse de stabilité de la population, mais aussi sur celle de constance du taux d'enregistrement des décès selon l'âge. Or, l'inadéquation des hypothèses qui sont à la base de ces méthodes d'évaluation de la couverture des décès (comme de toute autre méthode d'ailleurs) n'est pas sans conséquence pour la qualité des estimations qui en découlent.

Il a donc paru nécessaire de proposer une nouvelle approche méthodologique fondée sur des hypothèses moins contraignantes, à savoir : le taux d'accroissement naturel est constant par tranche d'âge et non pas forcément pour l'ensemble de la population (au delà d'un certain âge); la structure par âge de la population est invariable (dans le temps) par tranche d'âge et non pour l'ensemble de la population; le taux d'enregistrement des décès est constant par tranche d'âge et non pour l'ensemble

de la population. La confrontation des deux méthodes proposées à des données d'Afrique subsaharienne aboutit à des résultats intéressants.

Les résultats obtenus semblent relativement fiables en ce qui concerne la première méthode (méthode nécessitant les taux d'accroissement de la population par tranche d'âge)<sup>35</sup>. En revanche, ces résultats sont moins fiables en ce qui concerne la deuxième méthode (méthode ne nécessitant pas les taux d'accroissement), en particulier pour les données dont les structures par âge sont de très mauvaise qualité<sup>36</sup>. Au niveau de cette deuxième méthode, cependant, si, à court terme tout au moins, les structures par âge de certains pays vont être encore perturbées par les problèmes de déclaration des âges, tous les espoirs ne sont pas perdus. En effet, on peut raisonnablement espérer une amélioration de la collecte des informations sur l'âge dans les décennies à venir, car on enregistre de plus en plus d'accouchements dans les maternités en Afrique subsaharienne, ne serait-ce que pour des raisons évidentes de santé, avec pour effets induits une meilleure couverture des naissances à l'état civil. On pourra alors espérer de meilleurs résultats dans l'application de cette méthode, d'autant plus que, au niveau de l'enregistrement des décès, les chances de leur meilleure couverture par l'état civil sont moins élevées.

S'il est vrai que cette nouvelle approche présente un intérêt indiscutable sur le plan théorique, en ce sens qu'il est désormais possible d'estimer des taux d'enregistrement des décès par tranche d'âge, il n'en reste pas moins vrai que les résultats d'une méthode indirecte (si souple soit-elle) ne pourront jamais se substituer à l'observation directe de bonne qualité. Il paraît donc nécessaire de poursuivre les efforts indispensables à l'amélioration de la collecte des données démographiques dans les pays en développement, plus particulièrement dans les pays de l'Afrique subsaharienne. Mais en attendant cette amélioration de la collecte, on devra malheureusement continuer, pendant longtemps encore, à évaluer les taux d'enregistrement des décès, d'où l'intérêt de cette nouvelle approche méthodologique.

---

<sup>35</sup> À condition toutefois que l'on ait une assez bonne connaissance des valeurs des taux d'accroissement de la population.

<sup>36</sup> Parce que cette méthode repose essentiellement sur la structure par âge de la population.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AMEGANDJIN, J., 1989. *Démographie mathématique*. Paris, Economica.
- BOURGOIS-PICHAT, J., 1966. *Le Concept de population stable. Application à l'étude de pays ne disposant pas de bonnes statistiques démographiques*. Études démographiques. New York, Nations Unies, ST/SOA/A39.
- BRASS, W., 1975. «Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data», *Laboratories for Population Statistics*, Chapel Hill, University of North Carolina at Chapel Hill : 117-123.
- CLAIRIN, R., et J. CONDÉ, 1986. *Manuel sur les méthodes d'estimation des statistiques démographiques imparfaites dans les pays en développement*. Paris, OCDE.
- COALE, A. J., 1972. *The Growth and Structure of Human Population. A Mathematical Investigation*. Princeton, Princeton University Press.
- DUCHÊNE, J., 1985. «Un test de fiabilité des enquêtes rétrospectives "Biographie familiale, professionnelle et migratoire". La concordance entre réponses des époux et premiers résultats de la confrontation avec les registres de population», dans *Migrations internes. Collecte des données et méthodes d'analyse*. Chaire Quetelet 83. Louvain-la-Neuve, Institut de démographie : 135-149.
- GENDREAU, F., 1985. «La théorie des populations stables», dans *Manuel de Yaoundé. Estimations indirectes en démographie africaine*. Liège, UIESP/IFORD/GDA, Éd. Ordina : 1-13.
- GENDREAU, F., 1993. *La Population de l'Afrique. Manuel de démographie*. Paris, CEPED, Éd. Karthala.
- GRAY, A., 1986. «Selectional Growth Balance Analysis for Non-stable Closed Populations», *Population Studies*, 40, 3 : 425-436.
- GUINGNIDO, G., 1992. *La Mesure de l'impact des migrations sur l'évolution des ménages : le cas du Bénin*. Louvain-la-Neuve, Université catholique de Louvain, Institut de démographie, Éd. Academia.
- LAOUROU, M., 1994a. «Estimation de la mortalité du Bénin à partir d'une enquête à passages répétés (1981-1983)», *Population*, 49, 1 : 119-144.
- LAOUROU, M., 1994b. *De l'estimation de la mortalité adulte en Afrique sub-Saharienne*. Louvain-la-Neuve, Université catholique de Louvain, Institut de démographie, thèse de doctorat en démographie.
- LOTKA, A. J., 1939. *Théorie analytique des associations biologiques*. 2e partie. Paris, Hermann et Cie.

- NATIONS UNIES, 1966. *Concept de population stable. Application à l'étude des populations des pays ne disposant pas de bonnes statistiques démographiques*. New York, Nations Unies, Département des affaires économiques et sociales, «Études démographiques», 39.
- OCDE (Organisation de coopération et de développement économiques), 1980. *La Mortalité dans les pays en développement. Nouvelles tables types à l'usage des pays en développement*. Tome III. Paris.
- PRESSAT, R., 1983. *L'Analyse démographique*. Paris, Presses universitaires de France, 4e édition.
- PRESTON, S. H., et N. G. BENNETT, 1983. «A Census-based Method for Estimating Adult Mortality», *Population Studies*, 37, 1 : 91-104.
- PRESTON, S. H., et A. J. COALE, 1982. «Age Structure, Growth, Attrition and Accession: A New Synthesis», *Population Index*, 48, 2 : 217-259.
- PRESTON, S. H., A. J. COALE, J. TRUSSEL et P. WEINSTEIN, 1980. «Estimating the Completeness of Reporting of Adult Deaths in Populations that Are Approximately Stable», *Population Index*, 46, 2 : 179-201.
- SALHI, M., 1987. *L'Évaluation de l'enregistrement des décès par les méthodes pouvant reposer sur le modèle des populations stables*. Louvain-la-Neuve, Université catholique de Louvain, Institut de démographie, Éd. Ciaco.
- THILTGÈS, E., 1987. *Généralisation des populations stables : Application exploratoire à l'étude de la mortalité*. Louvain-la-Neuve, Université catholique de Louvain, Institut de démographie, thèse de maîtrise.
- TIMLÆUS, I., et W. J. GRAHAM, 1989. *Measuring Adult Mortality in Developing Countries: A Review and Assessment of Methods*. Washington, The World Bank.
- WUNSCH, G., 1989. «Relations générales entre mouvement et structure démographiques : synthèse des méthodes et applications récentes», *European Journal of Population*, 5 : 71-89.

*Annexe — PRÉSENTATION DE LA DÉMARCHE MATHÉMATIQUE QUI A PERMIS DE CONSTRUIRE LES DEUX MÉTHODES SUGGÉRÉES*

Pour une classe d'âge quelconque  $(x_1, x_2)$ , sa proportion <sup>1</sup> de population pourrait être déterminée par la relation :

$$K(x_1, x_2) = \int_{x_1}^{x_2} b e^{-rx} p(x) dx$$

où  $r$  et  $b$  désignent respectivement le taux d'accroissement naturel et le taux brut de natalité supposés constants pour la population de la classe d'âge  $(x_1, x_2)$ , et  $p(x)$  représente la probabilité de survie de la naissance à l'âge  $x$ .

D'après une propriété de l'intégrale (connue sous le nom de théorème de la moyenne), il existe un nombre  $a$  compris entre  $x_1$  et  $x_2$  tel que :

$$K(x_1, x_2) = bp(a) e^{-ra} \int_{x_1}^{x_2} dx$$

Lorsque la fonction  $p(x)e^{-rx}$  a une distribution symétrique de part et d'autre de  $a$  (hypothèse hautement plausible au delà de 5 ans), la classe d'âge  $(x_1, x_2)$  est centrée sur l'âge  $a$  et elle peut alors prendre la forme  $(a - \alpha, a + \alpha)$ . En conséquence, la relation précédente peut être modifiée comme suit :

$$K(a - \alpha, a + \alpha) = bp(a) e^{-ra} \int_{a-\alpha}^{a+\alpha} dx$$

soit :

$$K(a - \alpha, a + \alpha) = bp(a) e^{-ra} 2\alpha$$

Étant donné qu'on se propose d'ajuster la population observée par plusieurs populations malthusiennes, la proportion des individus d'une classe d'âge est biaisée par le fait que ces différentes populations malthusiennes n'ont pas forcément le même effectif (de population totale) que la population observée. Ainsi, si on désigne par  $N$  l'effectif total de la population observée et par  $N_j$  celui de la population malthusienne supposée bien ajuster la tranche d'âge  $j$ <sup>2</sup>, la proportion des individus d'une

<sup>1</sup> Cette classe d'âge  $K(x_1, x_2)$  est extraite de la population malthusienne ayant des caractéristiques semblables à celles de la population observée. En ce qui concerne les proportions d'individus au sein de cette dernière, elles sont calculées par rapport à l'effectif total de population. Mais dès qu'on suppose la population malthusienne par tranche d'âge, ces proportions d'individus ainsi calculées sont multipliées par un facteur correcteur que nous expliciterons plus loin.

<sup>2</sup> Par souci de clarté, nous avons choisi de désigner des intervalles d'âge situés à des niveaux différents par des termes différents. Ainsi, les larges intervalles d'âge sur l'étendue desquels les taux d'accroissement et de natalité sont supposés constants sont désignés par tranches d'âge et



classe d'âge de la tranche d'âge  $j$  doit être corrigée par le facteur  $N/N_j$  (qui est une constante au sein d'une tranche d'âge donnée).

Par conséquent, lorsqu'on s'intéresse à une série de  $a_{ji}$  (qui sont des centres de classes d'âge  $i$ ) situés dans des tranches d'âge  $j$  où les taux d'accroissement  $r_j$  sont supposés constants (populations malthusiennes), la relation précédente est modifiée comme suit :

$$K(a_{ji} - \alpha, a_{ji} + \alpha) = b_j p(a_{ji}) e^{-r_j a_{ji}} 2 \alpha \frac{N}{N_j}$$

À partir de la relation établie ci-dessus, nous procéderons à des développements qui conduiront à deux méthodes d'évaluation du taux d'enregistrement des décès. La première de ces méthodes nécessitera (dans son application) la disponibilité de taux d'accroissement de la population par tranche d'âge, tandis que la deuxième méthode se passera de ces informations.

### Première méthode

Si l'on prend le logarithme népérien ( $\ln$ ) des deux membres de la relation précédente, celle-ci devient :

$$\ln K(a_{ji} - \alpha, a_{ji} + \alpha) = -r_j a_{ji} + \ln p(a_{ji}) + \ln b_j + \ln 2\alpha + \ln \frac{N}{N_j}$$

soit :

$$\ln K(a_{ji} - \alpha, a_{ji} + \alpha) + r_j a_{ji} = \ln p(a_{ji}) + \ln b_j + \ln 2\alpha + \ln \frac{N}{N_j}$$

Si les taux d'enregistrement des décès  $c_j$  sont supposés constants, on peut utiliser la relation ci-après :

$$\ln p(a_{ji}) = \frac{1}{c_j} \ln p'(a_{ji})$$

où  $p(a_{ji})$  représente la probabilité théorique de survie de la naissance à la classe d'âge  $(a_{ji} - \alpha, a_{ji} + \alpha)$ , et où  $p'(a_{ji})$  désigne la probabilité de survie observée <sup>3</sup>.

Ce qui permet d'écrire :

indités par  $j$ . Les subdivisions de ces tranches d'âge sont désignées par classes d'âge et indicées par  $i$ .

<sup>3</sup> Cette relation est déduite des expressions de  $p(a_{ji})$  et  $p'(a_{ji})$ , soit :

$$p(a_{ji}) = \exp \left( - \int_0^{a_{ji}} \mu(U) du \right) \text{ et}$$

$$p'(a_{ji}) = \exp \left( -c_j \int_0^{a_{ji}} \mu(U) du \right) \text{ d'où}$$

$$\ln p(a_{ji}) = \frac{1}{c_j} \ln p'(a_{ji})$$

$$\ln K(a_{ji} - \alpha, a_{ji} + \alpha) + r_j a_{ji} = \frac{1}{c_j} \ln p'(a_{ji}) + \ln b_j + \ln 2\alpha + \ln \frac{N}{N_j}$$

Deuxième méthode

En faisant le rapport des proportions d'individus dans deux classes d'âge  $j(i - t)$  et  $ji$  de la même tranche d'âge, on obtient :

$$\frac{K(a_{ji} - \alpha, a_{ji} + \alpha)}{K(a_{j(i-t)} - \alpha, a_{j(i-t)} + \alpha)} = \frac{b_j p(a_{ji}) e^{-r_j a_{ji}} 2 \alpha \frac{N}{N_j}}{b_j p(a_{j(i-t)}) e^{-r_j a_{j(i-t)}} 2 \alpha \frac{N}{N_j}}$$

$$= p(a_{j(i-t)}, a_{ji} - a_{j(i-t)}) e^{-r_j(a_{ji} - a_{j(i-t)})}$$

Si l'on passe au logarithme népérien (ln), cette relation devient :

$$\ln \frac{K(a_{ji} - \alpha, a_{ji} + \alpha)}{K(a_{j(i-t)} - \alpha, a_{j(i-t)} + \alpha)} = \ln p(a_{j(i-t)}, a_{ji} - a_{j(i-t)}) - (a_{ji} - a_{j(i-t)}) r_j$$

soit :

$$\frac{1}{a_{ji} - a_{j(i-t)}} \ln \frac{K(a_{ji} - \alpha, a_{ji} + \alpha)}{K(a_{j(i-t)} - \alpha, a_{j(i-t)} + \alpha)} = \frac{\ln p(a_{j(i-t)}, a_{ji} - a_{j(i-t)})}{a_{ji} - a_{j(i-t)}} - r_j$$

où  $i$  est supérieur à  $t$ , et les quantités  $K(a_{ji} - \alpha, a_{ji} + \alpha)$  sont déduites de la structure par âge de la population concernée.

Si on suppose le taux d'enregistrement des décès  $c_j$  constant par tranche d'âge, on peut se servir de la relation suivante :

$$\ln p(a_{j(i-t)}, a_{ji} - a_{j(i-t)}) = \frac{1}{c_j} \ln p'(a_{j(i-t)}, a_{ji} - a_{j(i-t)})$$

où  $p(a_{j(i-t)}, a_{ji} - a_{j(i-t)})$  représente la probabilité perspective théorique de survie d'une classe d'âge donnée à une autre plus vieille, et  $p'(a_{j(i-t)}, a_{ji} - a_{j(i-t)})$  désigne la probabilité perspective de survie observée. Il s'ensuit la relation suivante :

$$\frac{1}{a_{ji} - a_{j(i-t)}} \ln \frac{K(a_{ji} - \alpha, a_{ji} + \alpha)}{K(a_{j(i-t)} - \alpha, a_{j(i-t)} + \alpha)} = \frac{1}{c_j} \frac{\ln p'(a_{j(i-t)}, a_{ji} - a_{j(i-t)})}{a_{ji} - a_{j(i-t)}} - r_j$$

laquelle relation constitue l'équation d'une droite dont on peut calculer les paramètres (pente et ordonnée à l'origine) par ajustement linéaire. Cela permettra d'estimer les quantités  $r_j$  et  $c_j$  pour chacune des tranches d'âge  $j$  où les taux d'accroissement et d'enregistrement des décès sont supposés constants.

**RÉSUMÉ — SUMMARY — RESUMEN**

LAOUROU Martin H. — *UNE NOUVELLE APPROCHE POUR L'ÉVALUATION DE LA COUVERTURE DES DÉCÈS*

*La plupart des méthodes permettant d'évaluer le taux de couverture des décès dans les pays à statistiques déficientes reposent non seulement sur l'hypothèse de stabilité de la population, mais également sur l'hypothèse de constance du taux d'enregistrement des décès selon l'âge. On peut remarquer que, d'une part, l'hypothèse de stabilité n'est pas vraiment nécessaire, et on pourrait bien se limiter à celle de population malthusienne, et que, d'autre part, l'inadéquation des hypothèses qui sont à la base de ces méthodes n'est pas sans conséquence pour la qualité des estimations qui en découlent. Il s'est alors avéré nécessaire de proposer une nouvelle approche méthodologique basée sur le principe qu'une population en transition peut être considérée comme un ensemble de populations malthusiennes, chacune correspondant à une tranche d'âge donnée. Cette nouvelle approche permet des estimations de taux d'enregistrement des décès par tranche d'âge.*

LAOUROU Martin H. — *A NEW APPROACH FOR EVALUATING THE COVERAGE RATE OF DEATHS*

*Most methods for evaluating the coverage rate of deaths in countries where statistics are deficient rely not only on a hypothesis of stable population growth, but also on constancy of age-specific death registration rates. However, on the one hand, the hypothesis of population stability is not really necessary, but can readily be replaced by one of Malthusian population. On the other, the quality of estimates is obviously affected by the adequacy of the hypotheses behind the methods from which they are derived. Thus a new methodological approach is proposed, based on the principle that a population in transition can be considered as a set of Malthusian populations, each one corresponding to a given age group. This new approach enables estimates of death registration rates by age.*

LAOUROU Martin H. — *NUEVO ENFOQUE PARA LA EVALUACIÓN DE DEFUNCIONES*

*La mayoría de los métodos para evaluar la tasa de cobertura de decesos en los países cuyas estadísticas son deficientes, se basan no solamente en la hipótesis de estabilidad de la población, sino también en la de la constancia de la tasa de registro de las defunciones según la edad. Por una parte, puede observarse que la hipótesis de estabilidad no es verdaderamente necesaria, y que bien podría limitarse a la de población malthusiana. Por otra parte, las hipótesis en las que se basan estos métodos no son adecuadas, lo que afecta la calidad de las estimaciones. Por todo esto, se propone un nuevo enfoque metodológico, basado en el principio que una población en transición puede considerarse como un conjunto de poblaciones malthusianas, y que cada una corresponde a un cierto grupo de edad. Este nuevo enfoque permite la estimación de tasas de registro de defunciones por grupo de edad.*