

ESTIMATION DE L'ESPERANCE DE VIE A LA NAISSANCE SANS RECOURIR A LA STRUCTURE PAR ÂGE DES DECES ET DE LA POPULATION

ESTIMATION DE L'ESPERANCE DE VIE A LA NAISSANCE SANS RECOURIR A LA STRUCTURE PAR ÂGE DES DECES ET DE LA POPULATION

Introduction

Pour calculer l'espérance de vie à la naissance, il faut disposer de la structure des décès et de la population par âge et, mieux encore, par sexe si on veut l'obtenir pour les deux sexes séparés.

Il n'est hélas pas toujours facile de pouvoir disposer de ces données dans les pays en développement et même dans les pays développés pour les données anciennes. Même lorsqu'elles existent, leur qualité est souvent sujette à caution.

Dans ce cas, on doit recourir aux méthodes indirectes pour "corriger" les séries de décès et la structure de la population pour arriver à une estimation de l'espérance de vie à la naissance (e_0).

D'autres méthodes ont été développées dans le but de pallier à cette difficulté, mais elles ne se basent pas sur la connaissance détaillée des données par âge. Elles mettent en relation l'espérance de vie à la naissance et d'autres indices facilement calculables. Nous pouvons citer (MAZUR, PETER, D., 1972) pour l'estimation de e_0 de l'Union Soviétique et de ses régions. Nous citerons également (SWASON, DAVID, A and JAMES, A, P., 1976) et (SWASON, DAVID, A, JAMES, A, P and CHITRA, S., 1977) qui mettent en relation e_0 et le taux brut de mortalité ainsi que le poids relatif de la population âgée de 65 ans et plus. Doivent aussi être cités les travaux de (SUBBIAH, G, JAMES, A, P and Robert, W, G., 1981) qui mettent en relation e_0 et les taux de mortalité entre 0 an et 5 ans, entre 15 ans et 50 ans et à 50ans et plus.

Il faut noter que ces dernières méthodes, même si elles n'exigent pas la connaissance détaillée des décès et de la population par âge, elles reposent sur la connaissance de leur répartition pour certains âges.

C'est après avoir remarqué que certains auteurs, dans leur étude d'évolution de la mortalité -surtout passée- basée seulement sur les séries des taux brut de mortalité, tiraient des conclusions très rapides en oubliant les limites du TBM, que nous proposons une nouvelle technique de l'estimation de e_0 comme alternative.

On sait que le TBM dépend de la structure par âge de la population et que son utilisation dans la comparaison du niveau de mortalité entre pays ou dans un même pays au delà d'une certaine période peut être biaisée à cause des différences des structures par âge utilisées dans l'évaluation de ces taux.

Dés lors, l'espérance de vie à la naissance, qui ne dépend pas de la structure par âge, est recommandée comme indice résumé de la mortalité dans les comparaisons spatiales ou temporelles.

Aussi, dans notre cas de l'analyse de la mortalité au Maghreb, nous avons été confronté à plusieurs problèmes, qui nous ont incité à essayer de les résoudre. Ces derniers peuvent être résumé ainsi :

-l'indisponibilité de données détaillées, en matière de mortalité pour l'ensemble des pays de la région, du moins depuis leurs indépendances,

-Pour les pays qui disposent de tables nationales de mortalité, à partir de la fin des années soixante dix, notamment l'Algérie, le Maroc et la Tunisie, ils ne disposent pas de tables locales (par wilaya ou gouvernorat) qui permettent aux chercheurs d'examiner les différences régionales en matière de mortalité, à partir d'indices résumés comme l'espérance de vie à la naissance,

-Après avoir constaté que les seules données publiées par wilaya ou gouvernorat sont le plus souvent les taux bruts de mortalité et les taux de mortalité infantile, mais calculés à partir des décès enregistrés à l'état civil selon le lieu d'enregistrement et non le lieu de résidence habituelle, ce qui peut engendrer de mauvais résultats d'analyse comparative,

-Aussi, comme nous avons vu, sur le questionnaire du recensement de la population de l'Algérie de 1998, l'office national de statistiques posait la question sur les décès des douze derniers mois, dont les résultats par wilaya allaient être exploités en recourant aux méthodes d'analyse indirecte de BRASS. Nous nous sommes précipités à la recherche d'une nouvelle méthode d'estimation de l'espérance de vie à la naissance par wilaya,

-Enfin, les espérances de vie à la naissance antérieures aux publications des premières tables nationales sont le plus souvent des estimations.

1. Rappel des méthodes d'estimation de e_0 et de leurs limites

Avant de présenter une nouvelle méthode, il est utile de rappeler les autres techniques reposant soit sur l'hypothèse de stabilité soit de stationnarité de la population.

-Approche classique:

$$e_0 = T_0 / l_0$$

avec:

e_0 : espérance de vie à la naissance

l_0 : racine de la table de mortalité classique

T_0 : la somme des années vécues de la naissance à l'âge limite de la vie

-Cas de la population stable :

Nous savons que dans une population stable: [le taux brut de natalité (TBN) = taux net de reproduction (TNR) / l'espérance de vie à la naissance e_0] et de là on peut tirer:

$$[e_0 = TNR / TBN] \text{ et comme}$$

$$[TBN - TBM = \text{taux d'accroissement naturel } (r)] ; [r + TBM = TBN] \text{ en remplaçant}$$

TBN par $[r + TBM]$ on aura

$$[e_0 = TNR / (r + TBM)].$$

-Cas de la population stationnaire:

Dans ce cas on a: $[e_0 = 1 / \text{TBM}]$ puisque $[\text{TBM} = \text{TBN} = 1 / e_0]$.

Comme $[\text{TBM} = \text{Naissances} / \text{Population}]$ on a alors $[e_0 = \text{population} / \text{naissances}]$ ou encore $[e_0 = \text{Population} / \text{Décès}]$ puisque dans une population stationnaire les naissances sont égales aux décès.

Dans les deux derniers, cas il est souvent très difficile de pouvoir se prononcer sur la stabilité ou la stationnarité quand on dispose seulement d'indices grossiers tels que le taux brut de mortalité ou le taux brut de natalité. En plus de cela pour utiliser la relation de la population stable, il faut aussi disposer du taux net de reproduction qui suppose la connaissance d'une partie de la table de mortalité.

Une autre méthode a été développée par (POULIN, M., 1990) dans le cadre d'une comparaison entre les communes de la région Bruxelloise (1983-1987). Cette méthode repose sur la connaissance d'une table de mortalité de référence sexes séparés, des structures par âge et sexe de chacune des aires concernées au niveau régional ou local et le nombre total de décès réellement observés dans chacune de ces mêmes aires. Soulignons tout de suite les limites de l'approche de (POULIN, M., 1990) puisqu'il faut disposer de toutes les données détaillées par âge et sexe citées plus haut.

Comme nous venons de l'exposer ici, et pour ne parler que des méthodes discutées ici, dans les deux cas de la population stable et de la population stationnaire, la relation entre le taux brut de mortalité et l'espérance de vie à la naissance est établie de même que dans le cas de la méthode de (POULIN, M., 1990) où il propose une relation linéaire entre e_0 et le taux comparatif de mortalité, le seul inconvénient de cette dernière approche est comme nous l'avons déjà signalé est qu'il est nécessaire de connaître les données détaillées.

2. Méthode proposée

La relation entre le taux brut de mortalité et l'espérance de vie à la naissance étant bien démontrée, surtout dans le cas d'une population stable et stationnaire. Et vu la disponibilité dans beaucoup de pays en développement d'une grande série d'estimations du TBM qui remonte au début de ce siècle, la quasi-inexistence de l'estimation de e_0 pendant ces années en question. et des premières estimations de e_0 aux alentours de 50 ans dans ces mêmes pays en développement en général et au Maghreb en particulier, nous proposons une nouvelle technique de l'estimation de e_0 qui repose sur la connaissance d'au moins deux couples de points (e_0 ; TBM) pour deux années.

En fait cette méthode a l'avantage d'estimer e_0 dans le temps pour un même pays et dans l'espace pour un pays ou une région, des aires géographiques, au sein même de ce pays ou cette région et nous aide à surmonter le problème de l'inconvénient des études comparatives qui se basent sur le TBM.

Avant toute chose, il est nécessaire de parler de la série des données de base que nous avons utilisé pour tester cette méthode. Dans un premier stade, nous avons utilisé la série des TBM et e_0 des tables types et populations stables de la dernière version de (COALE, A., 1983). Dans ce cas, nous avons assimilé l'évolution dans le temps de chaque modèle à l'évolution des niveaux en partant du niveau 1 (e_0 féminine = 20 ans et la même e_0 masculine) au niveau 25 (e_0 féminine = 80 ans et un peu moins e_0 masculine). Mais comme à chaque niveau de mortalité (ex: niveau 1 femmes; $e_0 = 20$ ans) correspondent 13 TBM qui à leur tour correspondent à 13 niveaux du taux brut de reproduction qui varient de 0,8 à 6, nous avons de nouveau assimilé cette

situation à une évolution dans le temps ce qui nous donne en clair pour un même modèle et un seul sexe (e_0 de ± 20 ans à 80 ans) 13 cas et au total 104 cas pour l'ensemble des quatre modèles.

La représentation graphique de ces 104 cas (à titre illustratif, cf. figure 1 pour le modèle Sud masculin et 2 pour le modèle Ouest féminin), montre que l'allure générale de la courbe de l'espérance de vie à la naissance en fonction du TBM est quasiment la même, avec une très légère différence entre sexes et niveaux du taux brut de reproduction.

Comme l'inflexion remarquée de cette courbe tourne autour de $e_0 = 55$ ans, que les premières estimations de e_0 dans les pays en développement, et qui semblent être bonnes, oscillent elles aussi aux alentours de cet âge, nous nous sommes fixé comme condition, pour l'utilisation de cette technique d'estimation, la connaissance de l'espérance de vie à la naissance autour de cet âge et des TBM correspondants.

Dans les simulations proposées à partir des tables types citées plus haut, nous avons supposé que nous connaissons $e_0 = 52,5$ ans et 55 ans pour le sexe féminin et les TBM correspondants et $e_0 = 54$ ans et 56 ans pour le sexe masculin ⁽¹⁾ et les TBM correspondants.

L'application de ces couples de points dans les deux relations suivantes, donne de très bons résultats:

1ère relation: $\hat{e}_0 = \text{EXP} [a (\text{TBM}) + b]$

2ème relation: $\hat{e}_0 = \text{EXP} [\alpha \{ \text{EXP} - \beta (\text{TBM}) \}]$

Où :

\hat{e}_0 = l'espérance de vie à la naissance estimée

TBM = taux brut de mortalité

a, b, α et β sont des constantes à déterminer à partir du couple de point (e_0 ; TBM) disponibles

3. Appréciation de la méthode

Pour apprécier les résultats obtenus par les deux méthodes, nous avons réestimé toutes les e_0 entre 20 ans et 80 ans à partir des TBM correspondants.

En général, ces résultats semblent être, à notre point de vue, satisfaisants dans l'ensemble; avec des estimations nettement meilleures en appliquant la deuxième équation par rapport à la première.

Pour donner quelques remarques sur les estimations, nous avons retenu les plus petites e_0 (20 pour le sexe féminin et un peu moins pour le sexe masculin) et les plus grandes (80 pour le sexe féminin et légèrement en dessous pour le sexe masculin), qui représentent les plus grands écarts par rapport aux valeurs réelles.

1ère équation:

Pour les plus petites (e_0), les écarts vont de -1,67 ans à - 2,23 ans pour le sexe féminin et de - 1,23 ans à -3,84 ans pour le sexe masculin;

Pour les plus grandes (e_0), ils vont de -3,26 ans à - 6,14 ans pour le sexe féminin et de -3,0 ans à - 4,71 ans pour le sexe masculin;

⁽¹⁾ Les e_0 masculines prises sont un peu supérieures à celles qui correspondent aux e_0 féminines choisies et vont de 49,05 ans à 51,869 ans inférieures à la borne fixée.

2ème équation:

Pour les plus petites e_0 , ils vont de +0,29 ans à +0,93 ans pour le sexe féminin et de +0,30 ans (et -0,49 ans) à -1,24 ans pour le sexe masculin;

Pour les plus grandes e_0 , ils vont de -2,54 ans à 5,21 ans pour le sexe féminin et de -2,34 ans à -4,08 ans pour le sexe masculin.

Ces écarts semblent être plus satisfaisants, avec une plage d'âge de + de 35 ans (de la courbe de e_0) et inférieurs à ceux obtenus à l'aide d'autres méthodes telle que celle de (POULIN, M., 1990) appliquée au cas des communes de la région Bruxelloise où l'on assiste à un plus grand écart égal à 1,29 ans avec une plage d'âge de e_0 de l'ordre de 6,33 ans (dans le cas de la formule proposée et de 1,34 ans avec l'ajustement linéaire) (cf. figures 3 et 4).

Nous remarquons à partir des écarts des valeurs extrêmes qui posent le plus de problème dans le cas de l'estimation de e_0 , que la deuxième équation est nettement meilleure par rapport à la première et que nous retenons plutôt la deuxième.

Dans un deuxième temps nous avons testé notre méthode sur les données des trois principaux pays du Maghreb : Algérie de (1901-1907) à (1970-1975), le Maroc de (1930-1940) à (1970-1975), la Tunisie de 1945 à 1976 de même que sur la période allant de (1935-1938) à 1971 pour la France, de 1953 à 1982 en Chine et enfin sur les données de tous les pays du monde en 1982.

En général, pour les trois pays du Maghreb et la France, les écarts semblent être acceptables et ne dépassent presque jamais 1 point, quant à la Chine 25 écarts sont compris entre 0 et 1,26, contre 3 seulement compris entre 2,16 et 2,67. Le cas de tous les pays du monde même s'il donnent des écarts que l'on peut admettre pour un certain nombre d'entre eux, il donnent des valeurs inadmissibles pouvant atteindre la barre des 18 points de différence, plus particulièrement en Europe. C'est indiscutable vu la divergence des schémas et niveaux réels de chacun d'eux.

Nous remarquons à partir des écarts des valeurs extrêmes qui posent le plus de problème dans le cas de l'estimation de e_0 , que la deuxième équation est nettement meilleure par rapport à la première et que nous retenons plutôt la deuxième.

4. De quelles données a-t-on besoin pour appliquer cette méthode d'estimation

On doit disposer au moins de deux couples de [e_0 et TBM] pour les mêmes années. Dans le cas où l'on dispose de plusieurs couples, on les scinde en deux groupes et on calcule leurs moyennes qui formeraient les deux couples de points. Ces deux couples de point serviraient au calcul de la relation permettant d'estimer e_0 , et de la série des TBM en supposant bien sûr qu'elle ne pose pas de problèmes de couverture des décès ni de sur ou sous-estimation de la population totale (dénominateur du TBM), toutes choses égales par ailleurs.

En transformant la deuxième relation en double logarithme népérien, c'est à dire:

$\ln \ln (e_0) = \ln \alpha - \beta(\text{TBM})$ et en remplaçant e_0 et TBM par leurs valeurs des deux couples disponibles, on trouvera facilement les deux constantes qu'on remplacera dans l'équation:

$$\hat{e}_0 = \text{EXP} [\alpha \{ \text{EXP} - \beta(\text{TBM}) \}]$$

5. Avantages de la méthode

Il est inutile de préciser et de rappeler que le taux brut de mortalité est inadéquat pour toute analyse différentielle dans le temps ou dans l'espace, puisqu'il dépend de la structure par âge de la population. Et comme dans la plus part des cas des pays en développement en général et les pays du Maghreb en particulier, où même dans le cas de données anciennes des pays développés, les seules données disponibles sur la mortalité au niveau national sont les TBM et aussi au niveau des zones géographiques (départements, cantons, communes ...) à l'intérieur d'une région ou d'un même pays et qu'aucune autre alternative n'est en général possible tel que le passage du TBM à des taux comparatifs ou le calcul de e_0 sous l'hypothèse d'une population stable ou stationnaire (parce que surtout pour les données anciennes ces hypothèses sont pratiquement invérifiables), notre méthode semble donc être un premier pas pour remédier à ce problème et donner de très bons résultats ; qu'il s'agisse de l'étude de l'évolution de la mortalité dans temps ou dans l'espace

Un autre avantage mérite d'être souligné: cette méthode permet à la fois d'extrapoler dans le passé (rétrospective) et dans l'avenir (prospective).

6. Inconvénients de la méthode

Comme elle repose sur la connaissance de deux couples de points [e_0 et TBM] qui sont supposés représenter bien le point d'inflexion de l'évolution de la mortalité, tout éloignement de cette inflexion peut donner des sur ou sous-estimations des vraies valeurs.

Aussi comme nous l'avons signalé si les TBM sont affectés d'un sous ou sur enregistrement des décès et la population soumise au risque de décéder on peut s'attendre à des résultats surprenants.

Un autre problème doit être soulevé et qui se résume comme suit :

Dans le cas de la simulation à partir des populations stables, nous avons remarqué que dans la méthode retenue les écarts sont admissibles pour les petites valeurs de e_0 (de 20 ans pour le sexe féminin et un peu moins pour le sexe masculin). Par contre ils sont plus importants pour les valeurs élevées ($e_0=80$ ans pour les femmes et un peu plus pour les hommes). De là on peut dire que l'estimation de e_0 passée donne de très bons résultats, c'est ce qui nous préoccupe pour le moment dans notre cas, par contre son extrapolation dans l'avenir risque de trop la sous-estimer après un certain temps ; et là la prudence est appelée. Ceci dit, l'application de cette méthode est très sensible quant au choix du couple de points proposés ici.

Figure 1 : Relation entre e_0 et le TBM dans le réseau Sud masculin des populations stables de Coale et Demeny

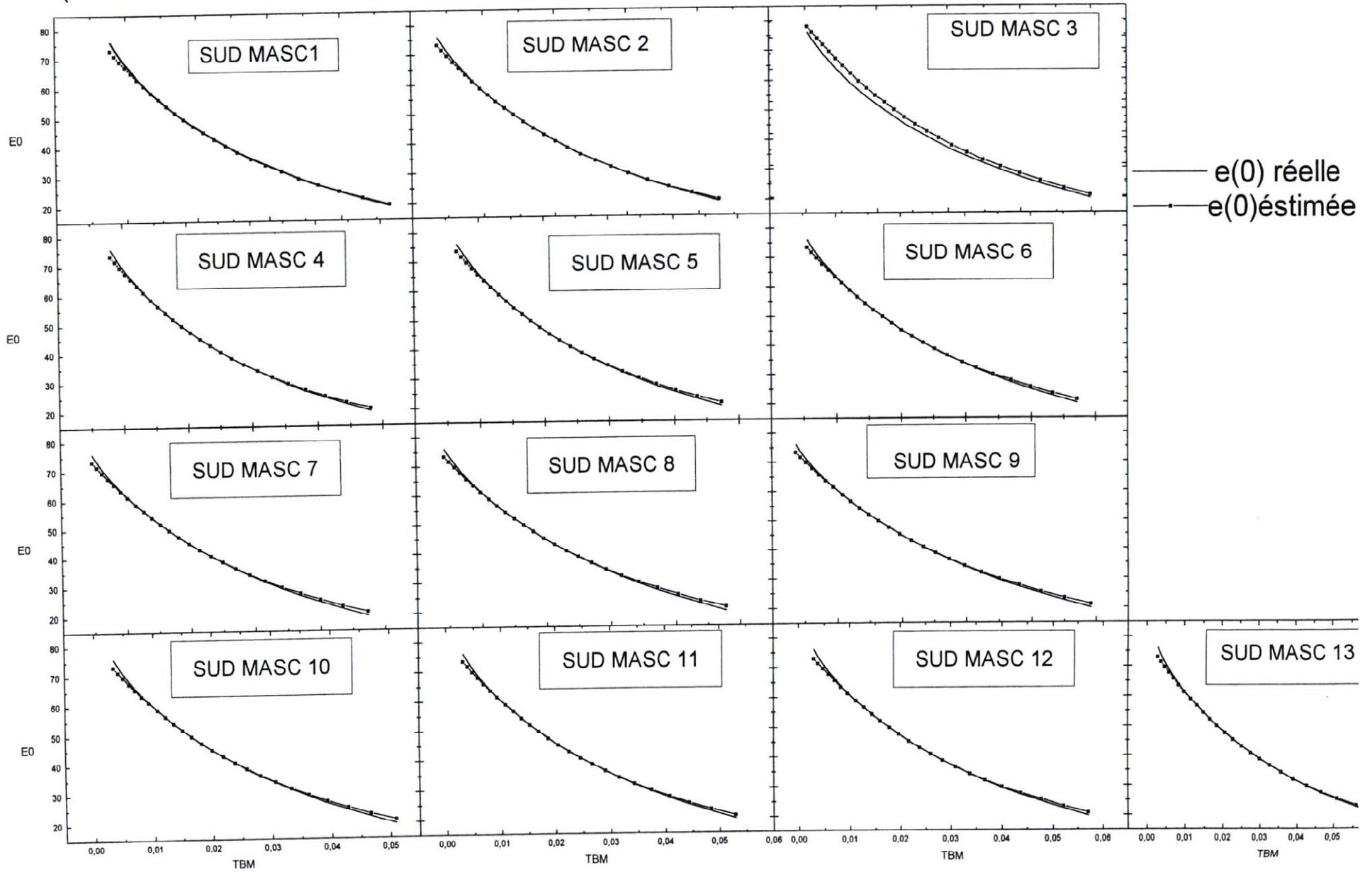


Figure 2 : Relation entre e_0 et le TBM dans le réseau Ouest féminin des populations stables de Coale et Demeny

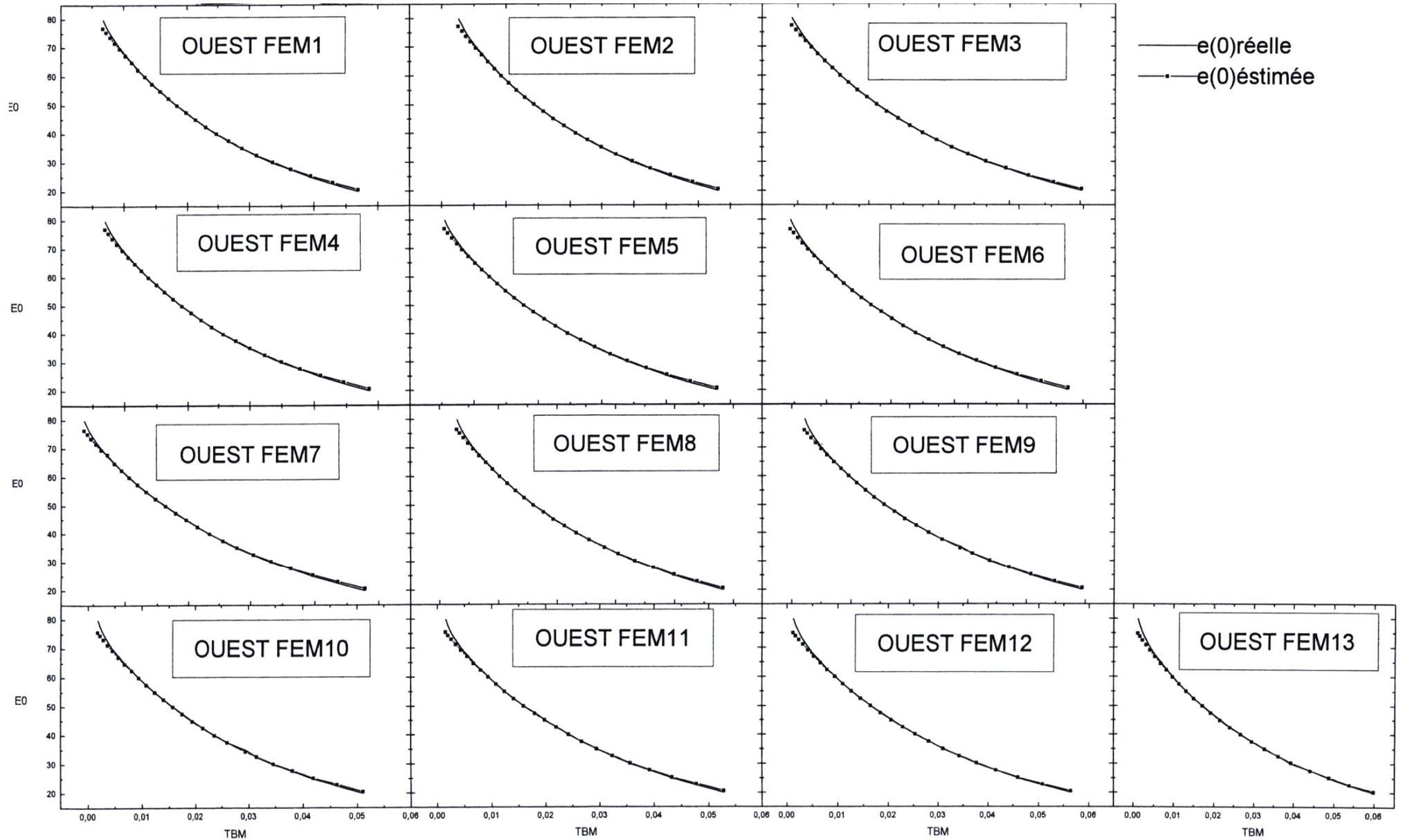


Figure 3 :
LES DIFFERENCES ABSOLUES ENTRE LES ESPERANCES DE VIE A LA NAISSANCE REELLES ET ESTIMEES DES 13 CAS DU MODELE SUD MASCULIN DES TABLES TYPES

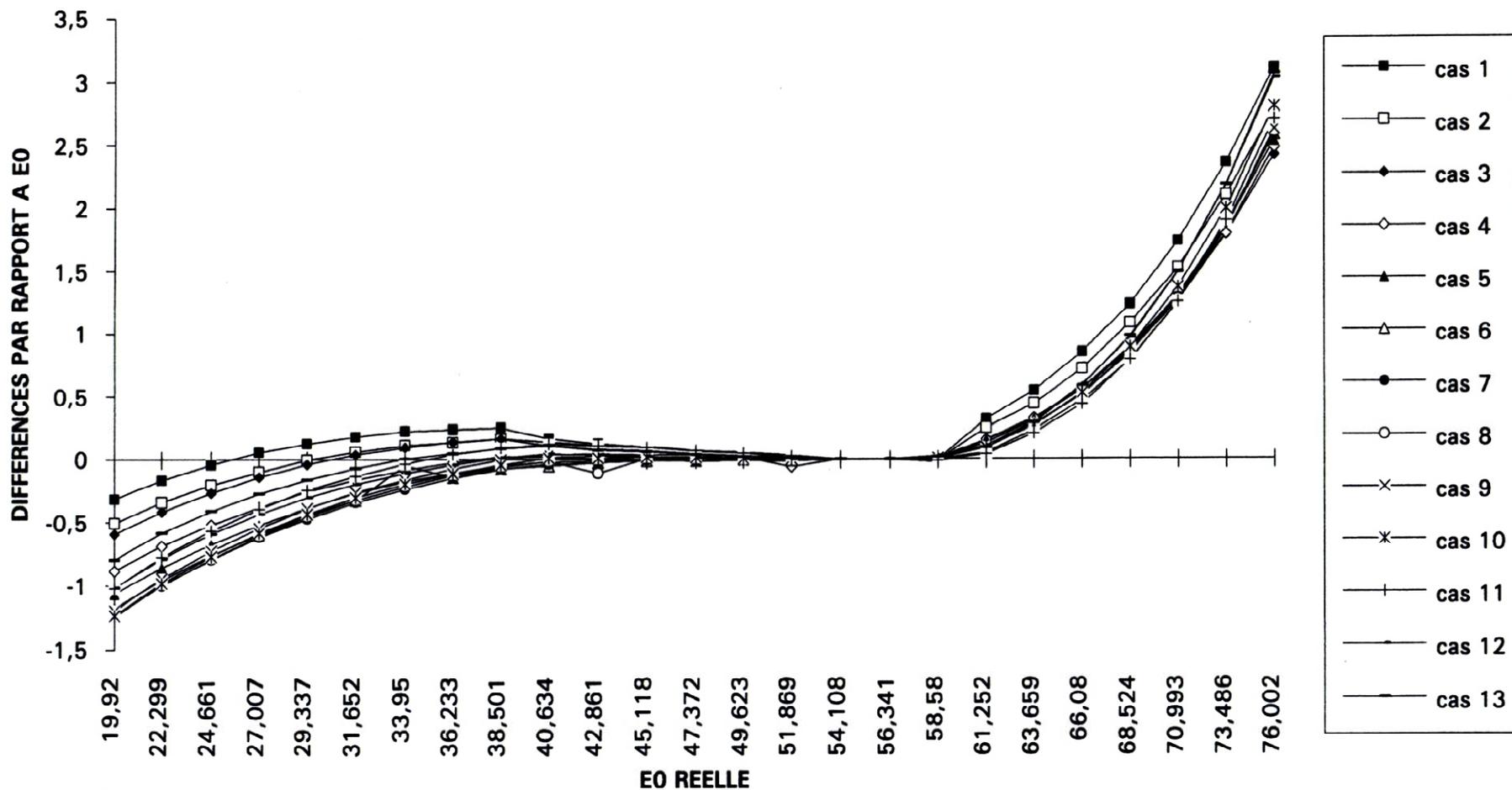
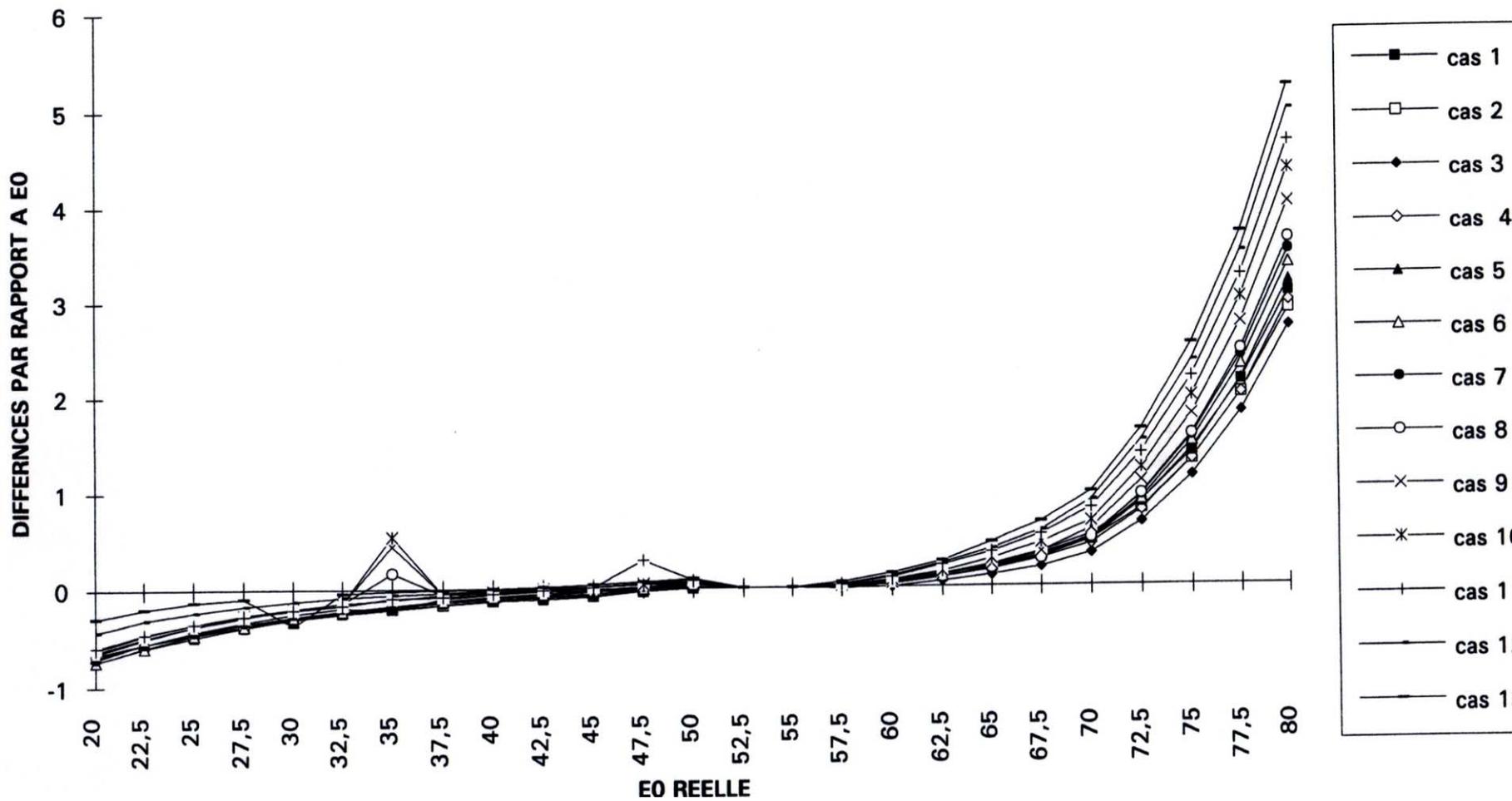


Figure 4 :

LES DIFFERENCES ABSOLUES ENTRE LES ESPERANCES DE VIE A LA NAISSANCE REELLES ET ESTIMEES DES 13 CAS DU MODELE OUEST FEMININ DES TABLES TYPES



Bibliographie

- COALE, A., 1983, « *Regional model life tables and stable population.* » 2nd ed, Ansley, J, Coale, Paul Demeny with Barbara Vaughm, New-York,London,Paris Academic Press, VIII. 496 p.
- DAOUDI N., Inédit ^(a), *Essai de Construction des tables de mortalité des wilayat de l'Algérie de la période 1986-1988*», Inédit.
- DAOUDI, N., 2001, « *La mortalité en Algérie depuis l'indépendance* », GENUS, volume LVII, No. 1, January – March 2001, pp 109-121.
- DAOUDI, N., 2007, « *la mortalité en Algérie et au Maghreb* », Thèse de Doctorat d'Etat, Oran, Université d'Oran, 177 p.
- JITKA, R et DAGMAR, D., 1992, « *Les disparités géographiques de la mortalité en Tchécoslovaquie* », Population, n° 3, pp 617-644.
- LEVY, M, L et BOUCHER, M., 1995, « *Tous les pays du Monde.* », Population et Sociétés, n° 304.
- MAZUR, PETER, D., 1972, « *Using regression models to estimate the expectation of life for the USSR* », Journal of the American Statistical association, vol. 67, n° 333, pp 31-36
- POULIN, M., 1990, « *Une méthodologie pour faciliter la cartographie des niveaux de mortalité en l'absence de données sur les décès par âge.* » Espace, Population, Sociétés, vol. 7, pp 387-391.
- SUBBIAH, G, JAMES, A, P and Robert, W, G., 1981, « *Regression estimates of mortality from incomplete death registration.* », Asian and Pacific Census Forum, vol. 7, n° 4, pp 5-9.
- SWASON, DAVID, A and JAMES, A, P., 1976, « *Tow-parameter regression estimates of current life expectancy at birth: Part I.* », Asian and Pacific Census Newsletter, vol. 3, n° 2, pp 5-10.
- SWASON, DAVID, A, JAMES, A, P and CHITRA, S., 1977, « *Tow-parameter regression estimates of current life expectancy at birth: Part II.* », Asian and Pacific Census Newsletter, vol. 3, n° 4, pp 5-10.

Résumé:

Le calcul de l'espérance de vie à la naissance est conditionné par la disponibilité de la structure des décès et de la population par âge et, mieux encore, par sexe si on veut l'obtenir pour les deux sexes séparés. Mais, il n'est pas toujours évident de pouvoir disposer de ces données dans les pays en développement et même dans les pays développés pour les données anciennes. Même lorsqu'elles existent, leur qualité est souvent sujette à caution.

Dans ce cas, on doit recourir aux méthodes indirectes pour "corriger" les séries de décès et la structure de la population pour arriver à une estimation de l'espérance de vie à la naissance.

D'autres méthodes ont été développées dans le but de pallier à cette difficulté, elles mettent en relation l'espérance de vie à la naissance et d'autres indices facilement calculables. Ces dernières méthodes, même si elles n'exigent pas la connaissance détaillée des décès et de la population par âge, elles reposent sur la connaissance de leur répartition pour certains âges.

Devant tous ces problèmes, nous proposons une nouvelle approche qui a l'avantage d'estimer e_0 dans le temps pour un même pays et dans l'espace pour un pays ou une région, des aires géographiques, au sein même de ce pays ou cette région. Elle a, aussi, le mérite de permettre, à la fois, d'extrapoler dans le passé et dans l'avenir.

Mots clés :

Espérance de vie à la naissance, mortalité, taux brut de mortalité, structure des décès, structure de la population par âge et estimation.

Abstract:

The calculation of the life expectation at birth is conditioned by the availability of the structure of the deaths and the population by age and, better still, by sex if we want to obtain it for both separate sexes. But, it is not still evident to be able to have these data in developing countries and even in countries developed for the ancients' data. Even when they exist, their quality is often subject to pledge.

In that case, we have to resort to the indirect methods "to correct" the series of deaths and the structure of the population to arrive at an estimation of the life expectation at birth.

Other methods were developed with the aim of mitigating this difficulty; they put in relation the life expectation at birth and the other easily calculable indications. These last methods, even if they do not require the detailed knowledge of the deaths and the population by age, they rest on the knowledge of their distribution for certain ages.

In front of all these problems, we propose a new approach which has the advantage to consider e_0 in the time for the same country and in the space for a country or a region, geographical areas, within this country or this region. It has, also, the merit to allow, extrapolating in past or in future.

Keywords:

Life expectation at birth, the mortality, the gross rate of mortality, structure of the deaths, the structure of the population by age and the estimation.