

MORBIDITÉ, MORTALITÉ : problèmes de mesure, facteurs d'évolution, essai de prospective.

Colloque international de Sinaia (2-6 septembre 1996)



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE

AIDELF

Une généralisation de la méthode des générations éteintes pour l'estimation d'une table multi-états par état matrimonial aux très grands âges

Carlo MACCHERONI* et Francesco BILLARI**

* Institut de méthodes quantitatives, Université Bocconi, Milan, Italie

** Département de science statistiques, Université de Padova, Italie

1. Introduction⁽¹⁾

La méthode des générations éteintes, présentée pour la première fois par Vincent (1951), utilise l'état civil relativement aux décès selon le sexe, l'âge et l'année de naissance pour reconstruire l'histoire de la mortalité d'une génération considérée éteinte. Le faible impact des mouvements migratoires après un certain âge (80 ou 85 ans) constitue la justification cruciale de la méthode. A partir seulement des décès on peut ainsi estimer toute une table de mortalité pour les très grands âges. L'avantage le plus important dans l'utilisation de la méthode des générations éteintes est représenté par le dépassement de certaines difficultés qu'on rencontre habituellement en utilisant les données censitaires pour évaluer la mortalité des personnes très âgées. Comme l'a souligné Vallin (1985) « le rapport des décès aux populations de même âge donne, encore aujourd'hui, une mesure imprécise aux très grands âges ».

Dans le cas italien, les erreurs dans les relevés de l'état civil relativement aux âges au décès sont rares (Salvini, 1980). Ciucci (1992) estime, quant à la cohérence intérieure, qu'une reconstruction de la population très âgée par la méthode de Vincent est meilleure que la reconstruction analogue à travers les données censitaires. La méthode des générations éteintes peut ainsi être utilisée, avec des modèles de mortalité, pour des prévisions à court terme de la mortalité de la population âgée ou pour l'estimation de la partie qui concerne les âges avancés d'une table (Maccheroni et Billari, 1995).

2. Une généralisation de la méthode des générations éteintes

La méthodologie des reconstructions effectuées jusqu'à aujourd'hui en utilisant la méthode des générations éteintes ne diffère pas tellement de celle conseillée par Vincent. Dans ce travail, nous proposons d'exploiter le développement de la démographie multi-états, pour généraliser la méthodologie de Vincent à une population fermée qui peut être subdivisée en un nombre limité d'états, et pour qui on ne dispose que de données agrégées. La méthode des générations éteintes ainsi généralisée est utilisée pour l'estimation des probabilités de transition - par année d'âge - du processus markovien qui sous-tend une table multi-états. Pour la théorie concernant la démographie multi-états nous renvoyons à la riche bibliographie sur ce sujet, par exemple Ledent (1980), Willekens (1987) et Schoen (1988).

Rappelons que pour reconstruire une population selon les hypothèses traditionnelles de Vincent, il faut considérer que dans une génération éteinte g qui n'est pas exposée à des

⁽¹⁾ Ce travail est le fruit de la collaboration des deux auteurs. C. Maccheroni a rédigé les paragraphes 5 et 6. F. Billari a rédigé les paragraphes 2, 3 et 4. Les auteurs désirent remercier Marc Termote pour ses précieux conseils donnés au cours d'une version précédente de ce texte, et Alessandra Righi de l'ISTAT pour ses utiles indications sur les données. Le travail a été financé par un fond 60% du MURST.

mouvements migratoires au delà d'un certain âge a , les survivants à l'anniversaire $x \geq a$ sont tout à fait pareils aux décès accumulés qu'on a notés à partir de cet anniversaire :

$${}_g l_x = \sum_{y=x}^{\omega-1} {}_g d_y \quad (1)$$

Supposons que la génération éteinte en question, fermée aux flux avec l'extérieur, puisse être subdivisée en plusieurs groupes associés à des états : un nombre entier k d'états non absorbants et un état absorbant $k+1$ où se retrouvent les décédés. Supposons encore que dans un intervalle de temps d'un an on ne puisse observer qu'un seul passage d'état. Les personnes peuvent, par exemple, mourir ou effectuer un passage d'un état à un autre, mais elles ne peuvent pas effectuer deux transitions.

Définissons, pour $i=1, \dots, k$:

${}_g l_x^i$ = survivants de la génération g qui se trouvent à l'anniversaire x dans l'état i

${}_g d_x^i$ = nombre de décédés de la génération g provenant de l'état i à l'âge de x ans révolus

${}_g t_x^{ij}$ = nombre de passages de l'état i à l'état j parmi les personnes de la génération g ayant l'âge de x ans révolus.

Les prétendues « équations de flux » pour les états transitoires (Willekens, 1987) sont, dans notre cas, exprimées de cette manière, pour $i=1, \dots, k$:

$${}_g l_{x+1}^i = {}_g l_x^i - {}_g d_x^i - \sum_{j \neq i} {}_g t_x^{ij} + \sum_{j \neq i} {}_g t_x^{ji} \quad (2)$$

L'expression (2) peut être écrite en mettant en évidence les survivants à l'anniversaire x en fonction des transitions entre les anniversaires x et $x+1$ et des survivants à l'anniversaire $x+1$:

$${}_g l_x^i = {}_g l_{x+1}^i + {}_g d_x^i + \sum_{j \neq i} {}_g t_x^{ij} - \sum_{j \neq i} {}_g t_x^{ji} \quad (3)$$

Puisque la génération g est par hypothèse éteinte, nous savons que si ω est considéré, au moins empiriquement, l'âge limite, pour $i=1, \dots, k$ on a :

$${}_g l_{\omega}^i = 0 \quad (4)$$

A partir de l'expression (4) si on utilise l'expression (3) d'une manière récurrente et qu'on connaît les décès à chaque âge pour chaque état ainsi que les passages entre les différents états, il est possible de reconstruire toute la série des survivants à chaque anniversaire pour chaque état en allant à retours jusqu'à l'âge a , pour lequel il est permis d'envisager la fermeture aux flux migratoires.

En particulier, en réitérant on obtient les k expressions - une pour chaque état transitoire - équivalentes à (1)

$${}_g l_x^i = \sum_{y=x}^{\omega-1} {}_g d_y^i + \sum_{y=x}^{\omega-1} \sum_{j \neq i} {}_g t_y^{ij} - \sum_{y=x}^{\omega-1} \sum_{j \neq i} {}_g t_y^{ji} \quad (5)$$

et on peut définir :

$${}_g l_x = \sum_{i=1}^k {}_g l_x^i \quad (6)$$

Le problème principal, si l'on veut appliquer la formule (5), réside dans la difficulté d'obtenir les données relatives aux transitions d'un état à l'autre, surtout pour les passages

entre des états non absorbants (il s'agit, par exemple, des passages entre les différents états matrimoniaux ou bien des migrations entre les différentes régions).

3. Estimation des probabilités de transition de la table multi-états

La généralisation de la méthode de Vincent montrée dans la section précédente permet de passer facilement à l'estimation des probabilités de transition du processus markovien qui sous-tend la table multi-états. Les méthodes traditionnelles d'estimation des éléments de la matrice des probabilités de transition prévoient généralement, par contre, le passage à partir des taux (Schoen, 1988).

La probabilité de transition de l'état non absorbant i à l'état $j \neq i$ à l'âge de x ans révolus peut être estimée en divisant le nombre de transitions aux sujets exposés au risque :

$${}_g P_x^{ij} = \frac{{}_g t_x^{ij}}{{}_g l_x^i} \quad (7)$$

Le quotient de mortalité pour des personnes qui se trouvent dans l'état non absorbant i est estimé comme

$${}_g q_x^i = \frac{{}_g d_x^i}{{}_g l_x^i} \quad (8)$$

A partir des expressions (7) et (8), il est possible d'estimer la probabilité de permanence dans l'état non absorbant i depuis l'anniversaire x jusqu'au suivant :

$${}_g P_x^i = 1 - {}_g q_x^i - \sum_{j \neq i} {}_g P_x^{ij} \quad (9)$$

En utilisant les probabilités évaluées à travers les expressions (7), il est possible d'estimer toute la matrice P_x des probabilités de transition entre les k états non absorbants; on décrit ainsi l'évolution de la population sans effectuer aucune autre hypothèse sur l'évolution des années vécues dans un à l'intérieur d'un même âge.

4. Estimation de l'espérance de vie

Dans le but d'estimer l'espérance de vie, il est nécessaire de faire une hypothèse sur l'évolution des années vécues, c'est-à-dire sur la distribution des transitions à l'intérieur de l'intervalle d'un an. Cette nouvelle hypothèse n'est pas, au contraire, nécessaire pour estimer les survivants et les probabilités de transition. L'hypothèse la plus simple, qui sera utilisée dans ce texte consiste dans la distribution uniforme des transitions, qui ont donc lieu en moyenne à la moitié de l'année.

Les années vécues dans l'état $i=1, \dots, k$ entre l'anniversaire x et le suivant par des sujets de la génération g sont donc estimées comme

$${}_g L_x^i = {}_g l_x^i - 0,5 \cdot \left({}_g d_x^i + \sum_{j \neq i} {}_g t_x^{ij} \right) + 0,5 \cdot \sum_{j \neq i} {}_g t_x^{ji} \quad (10)$$

ou, selon les seules données sur les décès et sur les transitions entre des états non absorbants,

$${}_g L_x^i = \sum_{y=x+1}^{\omega-1} {}_g d_y^i + \sum_{y=x+1}^{\omega-1} \sum_{j \neq i} {}_g t_y^{ij} - \sum_{y=x+1}^{\omega-1} \sum_{j \neq i} {}_g t_y^{ji} + 0,5 \cdot \left({}_g d_x^i + \sum_{j \neq i} {}_g t_x^{ij} \right) - 0,5 \cdot \sum_{j \neq i} {}_g t_x^{ji} \quad (11)$$

A partir de l'âge x , le nombre total des années vécues par la génération g dans l'état i est :

$${}_g T_x^i = \sum_{y=x}^{\omega-1} {}_g L_y^i \quad (12)$$

L'estimation de la vie moyenne dans l'état i de la génération dans son ensemble, sans tenir compte de l'état de départ, est :

$${}_g e_x^i = \frac{{}_g T_x^i}{{}_g L_x^i} \quad (13)$$

L'espérance de vie totale est :

$${}_g e_x = \sum_{i=1}^k {}_g e_x^i \quad (14)$$

Pour calculer la vie moyenne vécue dans un état par la sous-population appartenant à l'état i et ayant l'âge x il faut calculer une fonction (relative aux années vécues) pour cette seule sous-population. Définissons

${}_{g,x}^i l_y^j$ = nombre de survivants de la génération g qui se trouvent à l'anniversaire y dans l'état j et qui, à l'anniversaire $x < y$, se trouvent dans l'état i (pas forcément $i \neq j$)

On a alors :

$${}_{g,x}^i l_y^j = {}_{g,x}^i l_{y-1}^j \cdot \left(1 - {}_g q_{y-1}^j - \sum_{r \neq j} {}_g p_{y-1}^{jk} \right) + \sum_{r \neq j} {}_{g,x}^i l_{y-1}^k \cdot {}_g p_{y-1}^{kj} \quad \text{pour } y \geq x+1 \quad (15)$$

avec

$${}_{g,x}^i l_x^i = {}_g l_x^i \quad (16)$$

$${}_{g,x}^i l_x^j = 0 \quad (17)$$

Pour l'hypothèse de linéarité des transitions on obtient :

$${}_{g,x}^i l_y^j = 0,5 \cdot \left({}_{g,x}^i l_y^j + {}_{g,x}^i l_{y+1}^j \right) \quad (18)$$

Parallèlement à l'expression (12), on définit

$${}_{g,x}^i T_z^j = \sum_{y=z}^{\omega-1} {}_{g,x}^i l_y^j \quad (19)$$

La vie moyenne vécue dans l'état j à partir de l'anniversaire z par des personnes qui se trouvent dans l'état i à l'anniversaire $x \leq z$, parallèlement à l'expression (13) :

$${}_{g,x}^i e_z^j = \frac{{}_{g,x}^i T_z^j}{{}_g l_x^i} \quad (20)$$

L'espérance de vie totale de la sous-population appartenant à l'état i à l'anniversaire x est donc

$${}_{g,x}^i e_x = \sum_{j=1}^k {}_{g,x}^i e_x^j \quad (21)$$

5. Une application au cas italien

La méthode expliquée précédemment a été appliquée à la construction d'une table multi-états par état matrimonial pour les femmes italiennes appartenant aux générations nées de 1870 à 1879.

La principale difficulté consiste dans l'obtention des données concernant le nombre des passages entre les 4 états non absorbants (1=mariée, 2=veuve, 3=divorcée, 4=célibataire); les données concernant les décès, c'est-à-dire le nombre de passages à l'état absorbant (5=décédée) sont, au contraire, disponibles séparément par état matrimonial. Pour surmonter les difficultés liées aux données, il est possible d'effectuer deux hypothèses qui paraissent assez vraisemblables :

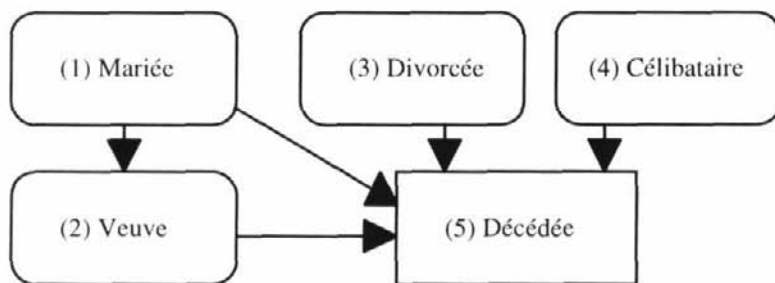
1. il n'y a pas d'autres mariages après 80 ans, de sorte que la population des célibataires reste fermée, et il n'y a pas de passages vers l'état de mariée;
2. il n'y a pas d'autres divorces après 80 ans, de sorte que la population des divorcées reste fermée.

Si l'on accepte ces deux hypothèses, il reste à considérer, entre des états non absorbants, un type de passage qui est sans aucun doute le plus significatif aux très grands âges, à savoir le passage de l'état de mariée à celui de veuve, relié au décès du conjoint. En Italie, l'Institut National de Statistique (Istat) recueille, avec la date du décès du conjoint, la date de naissance du conjoint survivant, et donc son âge; toutefois, les données disponibles n'offrent pas encore une information appropriée pour l'étude de l'âge au moment du décès d'un conjoint en relation avec l'âge du conjoint survivant. Il n'a pas été possible, non plus, d'obtenir des compilations spéciales, surtout en référence aux générations examinées ici. Il faut préciser que ce n'est qu'après la constitution de l'Istat (en 1926) que le relevé des décès a commencé à être fait en fonction des besoins de l'analyse de la mortalité. Les bases pour un approfondissement subséquent sont posées après 1946, à la suite de l'élargissement du relevé à de nouvelles informations jugées significatives pour la connaissance du phénomène. En particulier, l'enregistrement de l'année de naissance du conjoint survivant a été introduit en 1948 (Istat, 1957) et les statistiques, qui y sont relatives ont commencé à être publiées à partir de 1952, mais leur publication a été arrêtée en 1958, pour reprendre quelques années plus tard. Ces données sont cependant trop peu ventilées par âge, notamment aux très grands âges, de telle sorte qu'elles représentent une aide insuffisante pour l'étude du problème traité ici.

Nous avons donc eu recours à un système d'estimation indirecte en utilisant les données publiées par l'« Istituto Nazionale per la Previdenza Sociale » (Inps), la Sécurité Sociale italienne. Dans le but de construire un modèle de prévision des coûts de la retraite, l'Inps (1989) fournit l'âge moyen du conjoint survivant au moment du décès d'un des deux conjoints. A partir de cette source, nous avons fixé à 7 ans la différence entre l'âge du mari et celui de la femme pour les générations étudiées ici. La méthodologie d'estimation indirecte suppose donc que les passages de l'état de mariée à celui de veuve soient égaux aux décès de conjoints plus vieux de 7 ans. Cette hypothèse d'une différence fixe d'âge a été adoptée traditionnellement dans la construction de tables multi-états par état matrimonial (Willekens *et alii*, 1982; Schoen, 1988).

Pour simplifier la lecture, nous présentons ci-après le schéma de la figure 1, où les transitions possibles selon les hypothèses adoptées sont signalées par une flèche.

FIG. 1. SCHÉMA DES PASSAGES D'ÉTAT POSSIBLES DANS L'APPLICATION EFFECTUÉE



6. Similitudes et différences dans la mortalité différentielle des générations féminines de 1870 à 1879

Dans l'analyse de la mortalité par état matrimonial, il importe de ne pas négliger les nombreuses études qui analysent d'autres aspects. Les contributions de Vallin et Nizard (1977) et de Hu et Goldman (1990) mettent en évidence trois facteurs fondamentaux qui rendent compte des différentiels de mortalité :

- le rôle dit protecteur du mariage;
- le rôle sélectif du mariage;
- l'effet dû au changement d'état, qui peut être positif (quand on passe à l'état de marié) ou négatif (quand on sort de l'état de marié pour passer dans celui de veuf ou de divorcé).

Ces facteurs ont des effets différents selon l'âge, mais en général les analyses effectuées jusqu'à présent ne considèrent pas les très grands âges, comme cela est le cas ici. On ne s'étonnera donc pas si les résultats que nous présentons posent des questions soit du point de vue de l'interprétation, soit au point de vue de la qualité des données à certains âges. Dans notre cas, on peut bien sûr affirmer que le rôle protecteur du mariage renforce son efficacité aux grands âges, car les mariés sont à même de compter, du moins potentiellement, sur une assistance réciproque constante; le fait de ne pas être seul contribue à maintenir une certaine base de relations sociales et représente un frein à l'apparition de processus d'introversion. En outre, en considérant l'histoire de la fécondité de ces générations, on observe une forte présence de mères qui ont eu beaucoup d'enfants et qui en ont eu jusqu'à l'âge mûr. Au recensement de 1931, on notait en effet, pour les générations de 1871-1875 et 1876-1880 (De Vergottini, 1937) un nombre moyen d'enfants de 5,5 et 5,3, et que respectivement 38,3 % et 35,1 % des femmes mariées avaient eu 7 enfants ou plus. On peut donc envisager une forte proportion de personnes âgées ayant des enfants encore relativement jeunes. De même, on peut penser que la catégorie la plus protégée des risques d'isolement a été celle des personnes mariées ou qui l'ont été, car en ce temps-là, selon la coutume (dont on ne peut évaluer ni l'importance ni les caractéristiques) au moins un enfant devait s'occuper des parents âgés.

Après ces réflexions, nous passons à l'examen des résultats obtenus. Dans toutes les interprétations, il sera cependant nécessaire de se rappeler que ces résultats dépendent des hypothèses adoptées dans le procédé d'estimation.

Les différents processus d'extinction reconstruits, selon les hypothèses avancées précédemment, aboutissent, contrairement à ce qui vient d'être dit, à reconnaître dans les divorcées et dans les célibataires les deux catégories ayant systématiquement les plus basses mortalités (voir les tableaux 1 et 3), donc très avantagées par rapport aux mariées.

TABLEAU 1. SURVIVANTES DANS LES DIFFÉRENTS ÉTATS À L'ANNIVERSAIRE X.
FEMMES RÉSIDENTES EN ITALIE NÉES DE 1870 À 1879.

| x | l_x^1 (mariées) | l_x^2 (veuves) | l_x^3 (divorcées) | l_x^4 (célibataires) | l_x (total) |
|-----|----------------------|---------------------|------------------------|---------------------------|------------------|
| 80 | 92 946 | 475 273 | 249 | 69 049 | 637 517 |
| 81 | 73 045 | 435 638 | 224 | 62 005 | 570 912 |
| 82 | 56 286 | 394 595 | 208 | 55 134 | 506 223 |
| 83 | 42 868 | 353 277 | 190 | 48 623 | 444 958 |
| 84 | 32 162 | 311 377 | 167 | 42 199 | 385 905 |
| 85 | 23 767 | 270 251 | 145 | 36 262 | 330 425 |
| 86 | 17 319 | 230 042 | 123 | 30 705 | 278 189 |
| 87 | 12 463 | 193 313 | 114 | 25 666 | 231 556 |
| 88 | 8 847 | 159 516 | 107 | 21 105 | 189 575 |
| 89 | 6 129 | 129 142 | 87 | 16 917 | 152 275 |
| 90 | 4 085 | 102 373 | 78 | 13 370 | 119 906 |
| 91 | 2 738 | 79 519 | 68 | 10 351 | 92 676 |
| 92 | 1 811 | 60 490 | 56 | 7 847 | 70 204 |
| 93 | 1 174 | 45 115 | 44 | 5 857 | 52 190 |
| 94 | 750 | 32 686 | 32 | 4 317 | 37 785 |
| 95 | 488 | 23 160 | 28 | 3 125 | 26 801 |
| 96 | 304 | 16 081 | 20 | 2 159 | 18 564 |
| 97 | 188 | 10 810 | 13 | 1 468 | 12 479 |
| 98 | 116 | 7 042 | 8 | 962 | 8 128 |
| 99 | 71 | 4 426 | 7 | 624 | 5 128 |
| 100 | 22 | 2 639 | 3 | 355 | 3 019 |
| 101 | 15 | 1 602 | 3 | 212 | 1 832 |
| 102 | 6 | 942 | 2 | 120 | 1 070 |
| 103 | 3 | 492 | 1 | 68 | 564 |
| 104 | 1 | 259 | 0 | 38 | 298 |
| 105 | 1 | 158 | | 15 | 174 |
| 106 | 0 | 73 | | 7 | 80 |
| 107 | | 29 | | 4 | 33 |
| 108 | | 16 | | 3 | 19 |
| 109 | | 5 | | 1 | 6 |
| 110 | | 2 | | 1 | 3 |

Le cas des divorcées doit toutefois être considéré dans le contexte de la législation italienne et à la lumière des caractéristiques de la nuptialité des générations concernées. On sait qu'en Italie, à partir du 1er janvier 1866, la législation matrimoniale reprit (après la parenthèse de l'occupation française de 1802-1815) quelques principes du Code Napoléon, en ne reconnaissant, du point de vue juridique, que le seul mariage civil. C'est une opinion assez répandue que cette nouvelle législation n'obtint pas une approbation générale dans les diverses couches sociales (Livi Bacci, 1980), ainsi qu'en témoigne le fait qu'il n'était pas rare de faire précéder le mariage civil du mariage religieux. En 1929 encore, jusqu'à

l'introduction du mariage concordataire, il y avait des cas où n'était enregistré que le seul mariage religieux, cas étant toutefois beaucoup moins nombreux que 60 ans auparavant. Le mariage civil n'avait donc pas réussi à entamer la solide tradition du mariage religieux, mais seulement à coexister avec ce dernier.

TABLEAU 2. PROBABILITÉS DES TRANSITIONS POSSIBLES À L'ÂGE DE X ANS RÉVOLUS (pour mille).

| x | P_x^{12} (mariée→ veuve) | P_x^{15} (mariée→ décédée) | P_x^{25} (veuve→ décédée) | P_x^{35} (divorcée→ décédée) | P_x^{45} (célibataire→ décédée) |
|-----|----------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|--------------------------------------|---|
| 80 | 114,55 | 99,56 | 105,80 | 100,40 | 102,01 |
| 81 | 120,20 | 109,23 | 114,37 | 71,43 | 110,81 |
| 82 | 119,82 | 118,57 | 121,80 | 86,54 | 118,09 |
| 83 | 120,51 | 129,23 | 133,23 | 121,05 | 132,12 |
| 84 | 114,08 | 146,94 | 143,86 | 131,74 | 140,69 |
| 85 | 112,47 | 158,83 | 158,67 | 151,72 | 153,25 |
| 86 | 102,37 | 178,01 | 167,37 | 73,17 | 164,11 |
| 87 | 96,85 | 193,29 | 181,07 | 61,40 | 177,71 |
| 88 | 85,79 | 221,43 | 195,17 | 186,92 | 198,44 |
| 89 | 86,31 | 247,19 | 211,38 | 103,45 | 209,67 |
| 90 | 73,44 | 256,30 | 226,17 | 128,21 | 225,80 |
| 91 | 70,85 | 267,71 | 241,74 | 176,47 | 241,91 |
| 92 | 86,14 | 265,60 | 256,75 | 214,29 | 253,60 |
| 93 | 62,18 | 298,98 | 277,11 | 272,73 | 262,93 |
| 94 | 44,00 | 305,33 | 292,45 | 125,00 | 276,12 |
| 95 | 38,93 | 338,11 | 306,48 | 285,71 | 309,12 |
| 96 | 39,47 | 342,11 | 328,52 | 350,00 | 320,06 |
| 97 | 10,64 | 372,34 | 348,75 | 384,62 | 344,69 |
| 98 | 8,62 | 379,31 | 371,63 | 125,00 | 351,35 |
| 99 | 14,08 | 676,06 | 403,98 | 571,43 | 431,09 |
| 100 | 0,00 | 318,18 | 392,95 | 0,00 | 402,82 |
| 101 | - | 600,00 | 411,99 | 333,33 | 433,96 |
| 102 | - | 500,00 | 477,71 | 500,00 | 433,33 |
| 103 | - | 666,67 | 473,58 | 1000,00 | 441,18 |
| 104 | - | 0,00 | 389,96 | - | 605,26 |
| 105 | - | 1000,00 | 537,97 | - | 533,33 |
| 106 | - | - | 602,74 | - | 428,57 |
| 107 | - | - | 448,28 | - | 250,00 |
| 108 | - | - | 687,50 | - | 666,67 |
| 109 | - | - | 600,00 | - | 0,00 |
| 110 | - | - | 1000,00 | - | 1000,00 |

FIGURE 2 : QUOTIENTS DE SURVIE PAR ÂGE ET PAR ÉTAT MATRIMONIAL.

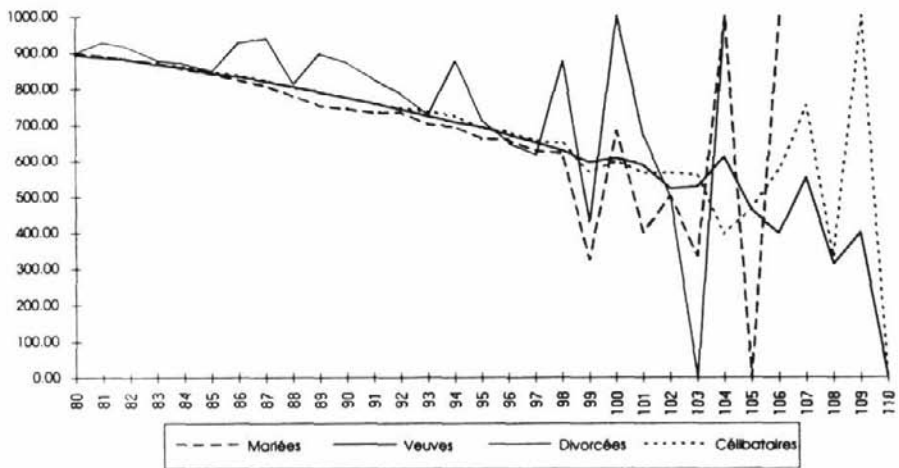


TABLEAU 3. ESPÉRANCES DE VIE CONDITIONNELLES À L'ÉTAT DE DÉPART À L'ÂGE DE X ANS RÉVOLUS

| x | ${}^1_x e_x^{11}$ (mariée, dans l'état de mariée) | ${}^1_x e_x^{12}$ (mariée, dans l'état de veuve) | ${}^1_x e_x$ (mariée, totale) | ${}^2_x e_x$ (veuve, totale) | ${}^3_x e_x$ (divorcée, totale) | ${}^4_x e_x$ (célibataire, totale) |
|-----|--|---|-------------------------------------|------------------------------------|---------------------------------------|--|
| 80 | 3,56 | 2,37 | 5,93 | 5,69 | 7,44 | 6,14 |
| 85 | 2,88 | 1,97 | 4,84 | 4,19 | 5,98 | 4,51 |
| 90 | 2,38 | 0,62 | 3,00 | 3,07 | 4,15 | 3,31 |
| 95 | 1,99 | 0,34 | 2,33 | 2,27 | 2,54 | 2,43 |
| 100 | 1,68 | 0,08 | 1,76 | 1,73 | ... | 1,82 |

Au cours de leur vie productive et reproductive, les générations étudiées ici ont dû faire face à des facteurs de crise de l'unité familiale, entre autres ceux reliés au phénomène considérable de l'émigration à l'étranger. Les divorcés que l'on retrouve dans les statistiques démographiques avant 1971 sont en fait des étrangers résidents en Italie, et surtout des étrangers appartenant aux couches sociales « supérieures ». En outre, les divorces obtenus à l'étranger n'étaient pas reconnus. Le contingent des divorcées, même s'il est par plusieurs aspects hétérogène, est donc issu d'un groupe social particulier. Lorsque le divorce a été reconnu en 1971, les générations étudiées ici étaient presque éteintes. Conséquence de ce qui précède, pour nos générations, où domine une idée du mariage très traditionnelle, le divorce n'exerce qu'un rôle marginal; tout au plus sanctionne-t-il des séparations précédentes.

En revenant aux rôles du mariage à l'égard de la mortalité, il nous reste à discuter son rôle sélectif. Du mariage sont normalement exclus ceux qui sont atteints de handicaps importants et évidents. Plus le mariage est répandu, plus il devient un facteur de sélection. C'est ce qui explique pourquoi, parmi les jeunes, ce sont surtout les célibataires qui présentent une mortalité élevée; il s'agit là de la manifestation la plus évidente de la sélection dite temporaire. Il y a cependant également des facteurs sociaux (comme la

coutume, mentionnée précédemment, de confier à un des enfants le soin de ses parents) et des facteurs biologiques qui peuvent exclure certaines personnes du mariage. En général, le contingent initial des célibataires est très hétérogène à l'égard du risque de décès. Si l'impact sélectif du mariage n'est pas trop important, cette hétérogénéité sera maintenue et sera peut être un des facteurs de la haute mortalité parmi les jeunes célibataires (reflet de la sélection temporaire) et de la mortalité relativement plus basse parmi les personnes âgées (reflet de la sélection permanente) (Vaupel *et alii*, 1979). En effet, dans notre cas, il ne serait pas exact d'utiliser le terme célibataire, car on a considéré le processus d'extinction de celles qui se trouvaient définitivement dans cette condition et sur lesquelles l'effet génération, assez décelable par des comparaisons sur des âges différents permises, par exemple, par le recensement de 1931, ne paraît pas avoir pesé d'une manière remarquable; à cette date chacune des générations considérées ici présentait une fréquence du célibat définitif entre 11 et 11,9 %.

Nos résultats posent inévitablement, une fois de plus, la question de la qualité des données de flux qui sont, comme on a déjà dit, à la base de la méthode des générations éteintes, et considérées, en général, comme plus fiables que les données de stock pour l'étude de la mortalité à certains âges. En ce qui nous concerne, on ne peut exclure que certains décès survenus à l'étranger des personnes résidant en Italie ne sont pas communiqués à l'autorité compétente. Ces personnes resteront alors inscrites dans le registre de l'état civil de leur commune de résidence jusqu'au recensement suivant, ce qui donnera lieu, une fois reconnu leur « disparition », à l'effacement de leur nom, même si l'on attribue la « disparition » à d'autres causes que le décès. Mais si l'on pense qu'il est plus facile pour les célibataires, par rapport aux autres catégories d'état matrimonial, de rester « isolés », et si l'on ajoute que la période de vie active des générations étudiées ici se place historiquement au centre de la période de forte émigration italienne, il devient évident que la probabilité d'un sous-enregistrement des décès augmente plus dans les cas étudiés ici que pour les autres. Il reste toutefois difficile de formuler des hypothèses à propos de l'impact de ces erreurs sur les quotients de mortalité.

Les hypothèses formulées pour l'estimation des paramètres de la table multi-états (hypothèses qui, sauf pour l'absence de nouveaux mariages, ne pèsent pas du tout sur le processus d'extinction des célibataires) donnent lieu à une mortalité différentielle entre mariées et veuves (tableaux 1et 3), tout à fait en conformité avec les résultats obtenus dans d'autres études. Il est intéressant de constater que l'espérance de vie des mariées devenues veuves est, jusqu'à l'âge de 90 ans, sensiblement inférieure à celle des mariées qui restent telles.

L'approfondissement de ces aspects, entre autres l'étude de la mortalité par état matrimonial en connexion avec la mortalité par cause, requiert toutefois l'accessibilité à des données statistiques fiables, une accessibilité qui malheureusement, aujourd'hui encore, n'est pas toujours réalisée, au moins en Italie. Une analyse complète nécessite sans aucun doute de données biographiques (Caselli, 1995; Wunsch *et alii*, 1996); avec ce type de données on pourrait aussi tenir compte d'autres sources d'hétérogénéité, et isoler l'effet de l'état civil sur la mortalité.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- CASELLI G., 1995. « Fattori socio-economic e mortalità degli anziani », Convegno nazionale CNR-ISTAT *La salute degli anziani in Italia*, Roma.
- CIUCCI L., 1992. « Qualità dei dati e previsione della popolazione anziana », *Rivista Italiana di Economia Demografia e Statistica*, XLVI.
- DE VERGOTTINI M., 1937. « Sulla fecondità della donna italiana », *ISTAT, Annali di statistica*, Série VII, 1, Roma.
- HU Y., GOLDMAN N., 1990. « Mortality Differentials by Marital Status : An International Comparison », *Demography*, 27, 2.
- INPS, 1989. *Il modello Inps e le prime proiezioni al 2010*, Roma.
- ISTAT, 1957. « Le rilevazioni statistiche in Italia dal 1861 al 1956 », *Annali di statistica*, Année 86, Série VIII, 6, Roma.
- LEDENT J., 1980. « Multistate life tables : movement versus transition perspectives », *Environment and Planning A*, 12, 5.
- LIVI BACCI M., 1980. *Donna, fecondità e figli*, Bologna, il Mulino.
- MACCHERONI C., BILLARI F., 1996. « Mortality among the Very Old : a Model and an Application to Italy », en cours de publication, *Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari*, 1.
- SALVINI S., 1980. « La mortalità alle età senili in Italia », *Genus*, XXXVI.
- SCHOEN R., 1988. *Modeling Multigroup Populations*, New York-London, Plenum Press.
- VALLIN J., 1985. « Présentation et analyse critique des sources statistiques », in : *Manuel d'analyse de la mortalité* (Pressat R. éd.), Paris, OMS, INED.
- VALLIN J., NIZARD A., 1977. « La mortalité par état matrimonial. Mariage sélection ou mariage protection », *Population*, 32, Numéro spécial.
- VAUPEL J.W., MANTON K.G., STALLARD E., 1979. « The Impact of Heterogeneity in Individual Frailty on the Dynamics of Mortality », *Demography*, 3, 3.
- VINCENT P., 1951. « La mortalité des vieillards », *Population*, 1.
- WILLEKENS F., 1987. « The Marital-Status Life Table », in : *Family Demography. Methods and their Application* (Bongaarts J., Burch T. et Wachter K. éd.), Oxford, Oxford University Press.
- WILLEKENS F., SHAH I., SHAH J.M. et RAMACHANDRAN P., 1982. « Multi-state analysis of marital status life tables : Theory and application », *Population Studies*, 36.
- WUNSCH G., DUCHÊNE J., THILTGÈS E., SALHI M., 1996. « Socio-economic differences in mortality : A life course approach », *European Journal of Population*, 12, 2.