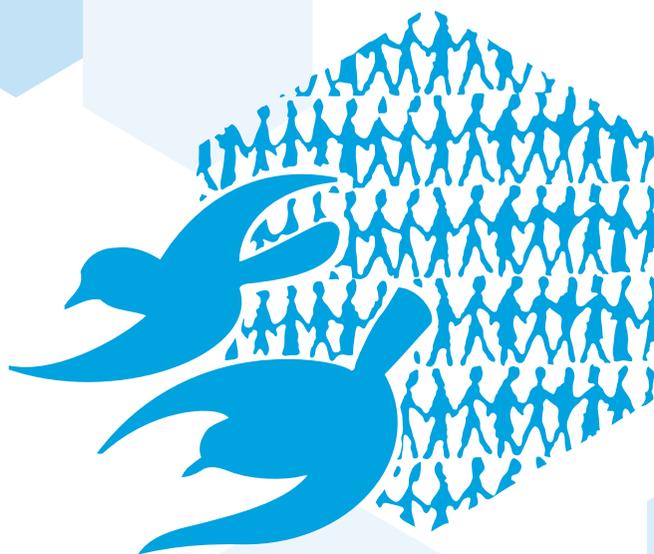


# Démographie et différences

*Colloque international de Montréal (7-10 juin 1988)*



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE

**AIDELF**

# Une approche d'ensemble des différences de mortalité par âge . Quelques indications sur l'évolution de la surmortalité masculine en Italie \*

• Carlo MACCHERONI  
Université de Milan, Italie

Les différences de mortalité entre populations différentes ou entre sous-ensembles disjoints de personnes d'une même population, sont généralement mises en évidence en comparant, aux différents âges, les probabilités de décéder ou les quotients de mortalité, ou encore les espérances de vie.

Nous allons montrer que ces différences peuvent aussi être saisies en mettant au point une mesure synthétique des disparités entre risques de décéder à un certain âge et en analysant comment cette mesure varie par rapport à la variation de l'âge. Parmi les caractéristiques de cette approche<sup>(1)</sup>, nous signalons, entre autres, que l'indicateur utilisé permet d'exprimer les disparités (entre risques de décéder) en termes de différence entre durée de survie, et c'est là un résultat qui nous paraît faire ressortir de façon significative les manifestations de la mortalité différentielle.

Suite à l'analyse méthodologique, nous présenterons un court examen du cas italien, en attirant l'attention sur les conséquences que l'élimination de chacune des principales causes de décès pourrait avoir sur la mortalité différentielle par sexe.

## Une mesure de la dissemblance entre distributions de risques de mortalité

Dorénavant, nous allons nous référer aux fonctions que l'on obtient d'une table de mortalité et nous indiquons, comme d'habitude, par  ${}_nq_x$  la probabilité, pour les personnes atteignant l'âge  $x$ , de décéder avant l'âge  $(x+n)$ ;  ${}_nq_x$  est aussi la probabilité d'une durée de survie inférieure à  $n$  années à partir du  $x^{\text{ème}}$  anniversaire.

Si  $p_x$  la probabilité d'une durée de survie de l'âge  $x$  à l'âge  $x+1$ , est connue pour tout  $x$  entier,  ${}_nq_x$  peut être déterminé d'après la relation

$${}_nq_x = 1 - \prod_{s=x}^{x+n-1} p_s \quad [1]$$

\* Cette recherche a été financée par le Ministère Italien de l'Éducation Nationale.

L'auteur remercie M. Roberto D'Angio de sa collaboration dans le traitement informatique des données.

<sup>(1)</sup> Les références méthodologiques présentées dans les pages qui suivent constituent une nouvelle élaboration de l'analyse exposée dans : C. Maccheroni (1987) «La mortalità differenziale misurata in termini di dissomiglianza fra "durate di vita residua". I divari di mortalità fra i sessi secondo le tavole italiane di questo secolo», *Rivista Italiana di Economia, Demografia e Statistica*, n° 1-4.

et d'après [1], on déduit que  ${}_nq_x$  est une fonction non décroissante de  $n$  ( $n > 0$ ); on a en outre :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} {}_nq_x = 1 \quad \text{et} \quad {}_0q_x = 0$$

Nous pouvons donc conclure que  ${}_nq_x$  est aussi la fonction de répartition de la variable aléatoire  $n_x$  qui décrit précisément la durée de survie des personnes atteignant l'âge  $x$ ; nous savons en outre que la valeur attendue, connue comme espérance de vie à l'âge  $x$ , peut être déterminée aussi d'après la relation suivante :

$$e_x = \int_0^{\infty} [1 - {}_nq_x] dn \quad [2]$$

Par conséquent, lorsqu'on compare les risques de mortalité à l'âge  $x$ , c'est-à-dire la probabilité de décéder du  $x^{\text{ème}}$  au  $(x+n)^{\text{ème}}$  anniversaire ( $n = 1, 2, 3, \dots$ ), avec référence à deux populations  $A$  et  $B$  ou à deux sous-ensembles disjoints de personnes d'une même population, la comparaison a pour objet les deux fonctions de répartition  ${}_nq_x^{(A)}$  et  ${}_nq_x^{(B)}$  et l'un des développements possibles de cette problématique est l'analyse de la dissemblance, proposée d'abord par C. Gini, mais qui a reçu ensuite d'autres apports.

Si nous indiquons donc par  $d(A_x, B_x)$  l'indice de dissemblance entre les distributions  ${}_nq_x^{(A)}$  et  ${}_nq_x^{(B)}$ ,  $d(A_x, B_x)$  se définit alors comme :

$$d(A_x, B_x) = D({}_nq_x^{(A)}, {}_nq_x^{(B)}) = \int_0^{\infty} [{}_nq_x^{(A)} - {}_nq_x^{(B)}] dn \quad [3]$$

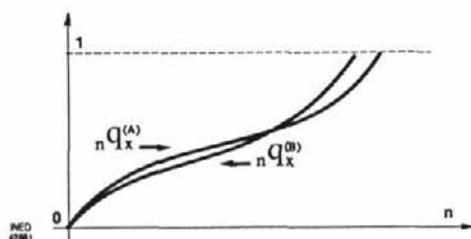
et  $d(A_x, B_x)$ , qui représente la surface comprise entre les fonctions de répartition (graphique 1a), est une mesure de la dissimilarité entre les distributions de  $n_x$  (la durée de survie à partir du  $x^{\text{ème}}$  anniversaire) dans la population  $A$  et dans la population  $B$ . En effet,  $d(A_x, B_x)$  satisfait, comme tout indicateur de dissimilarité, aux trois conditions suivantes :

- i) ne pas être négatif :  $d(A_x, B_x) \geq 0$ ;
- ii) être symétrique :  $d(A_x, B_x) = d(B_x, A_x)$ ;
- iii)  $d(A_x, B_x) = 0$  si  ${}_nq_x^{(A)} = {}_nq_x^{(B)}$ .

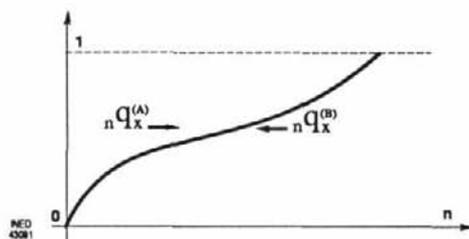
Puisque la dissemblance remplit toutes les conditions demandées à une distance,  $d(A_x, B_x)$  est aussi la mesure de la distance entre les ensembles représentatifs des risques de mortalité en  $A$  et en  $B$ .

Digne d'intérêt est finalement la relation entre l'indice de dissemblance et la comparaison entre les espérances de vie  $e_x^{(A)}$  et  $e_x^{(B)}$  dans les populations  $A$  et  $B$ , une comparaison illustrée par les diverses situations du graphique 1; de la relation [2], on peut déduire que :

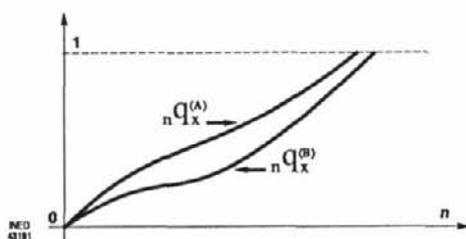
$$\begin{aligned} d(A_x, B_x) &= D({}_nq_x^{(A)}, {}_nq_x^{(B)}) = \int_0^{\infty} [{}_nq_x^{(B)} - {}_nq_x^{(A)}] dn \quad [4] \\ &= \int_0^{\infty} [(1 - {}_nq_x^{(A)}) - (1 - {}_nq_x^{(B)})] dn \geq \int_0^{\infty} (1 - {}_nq_x^{(A)}) dn - \int_0^{\infty} (1 - {}_nq_x^{(B)}) dn = [e_x^{(A)} - e_x^{(B)}] \end{aligned}$$



Graphique 1a



Graphique 1b



Graphique 1c

et le signe d'égalité dans la relation [4] se vérifie quand les fonctions de répartition ne se coupent jamais (comme il arrive, par exemple, au graphique 1c, où  ${}_nq_x^{(A)} < {}_nq_x^{(B)}$  quelle que soit la valeur de  $n$ ). Dans ce cas, la connaissance de  $d(A_x, B_x)$  ne contribue pas à intégrer l'information que l'on obtient de la comparaison entre des espérances de vie.

Dans les applications, les deux cas que l'exemple des graphiques 1a et 1c synthétise, se répètent fréquemment lorsque l'analyse a pour objet les différences territoriales de mortalité, et un indicateur comme  $d(A_x, B_x)$  peut justement satisfaire à l'exigence de disposer d'une distance reflétant les écarts de mortalité des différentes zones.

Si la comparaison a pour objet des sous-ensembles démographiques qui se différencient par des caractères biologiques (sexe) ou sociaux (état civil), la situation qui survient aujourd'hui le plus fréquemment, au moins d'après notre expérience, est celle qui est donnée comme exemple au graphique 1c. De  ${}_nq_x^{(B)} < {}_nq_x^{(A)}$  il s'ensuit que  $e_x^{(B)} > e_x^{(A)}$  et, dans cette circonstance,  $[d(A_x, B_x) = e_x^{(B)} - e_x^{(A)}]$  la mesure de la disparité entre risques de décès exprime aussi le nombre d'années que l'on peut s'attendre à vivre en plus dans la situation A par rapport à B; dans ce cas aussi, l'interprétation de  $d(A_x, B_x)$  comme distance permet cependant de revoir, d'un point de vue nouveau, le résultat de la comparaison entre espérances de survie.

Suivant les situations, l'indice  $d(A_x, B_x)$  peut en outre être transformé en indice relatif.

$$d^*(A_x, B_x) = \frac{D({}_nq_x^{(A)}, {}_nq_x^{(B)})}{\max D({}_nq_x^{(A)}, {}_nq_x^{(B)})} \quad [5]$$

où  $\max \pi q_x^{(A)}, \pi q_x^{(B)}$  définit une configuration de distance extrême entre les deux distributions, une configuration qui, tout en tenant compte de la structure des distributions empiriques comparées, les « déforme » vers l'hypothèse de haute et de basse mortalité.

Il nous paraît que cette possibilité d'introduire et d'examiner facilement des schémas de référence théorique dans le cadre des analyses des différences, met encore plus en évidence la souplesse de cette approche méthodologique.

### Les différences de mortalité par sexe en Italie au commencement des années quatre-vingt

Parmi les facteurs biologiques de la mortalité différentielle, l'âge et le sexe sont les plus connus, car l'âge et le sexe peuvent être considérés comme des caractères intrinsèques aux manifestations démographiques, et partant, se rapporter à eux, c'est concrétiser l'analyse démographique. La surmortalité masculine – dont nous allons examiner quelques caractéristiques – est un phénomène commun à tous les pays développés, tout en présentant une intensité variable se reliant en grande partie à la variabilité des facteurs socio-économiques qui les sous-tendent. En particulier, pour ce qui concerne l'Italie, la surmortalité masculine, comme phénomène commun à tous les âges, est remarquable à partir de la table de mortalité de 1951-1953. L'espérance de vie à la naissance, à cette époque-là, était de 63,71 ans pour les hommes et de 67,24 ans pour les femmes; après un quart de siècle environ (table de 1975-1979), nous observons respectivement 70,8 et 76,9 ans, et cette augmentation des écarts entre hommes et femmes est pratiquement conforme aux tendances qui se sont manifestées dans les autres pays européens. Devant cette évolution, l'intérêt s'adresse inévitablement aux hypothèses que l'on peut formuler pour le futur car, entre autres choses, s'il est bien vrai que la structure actuelle par âge de la population a été modelée surtout par l'histoire récente de la dynamique de la fécondité, il n'en reste pas moins que la lutte contre la mort, et en particulier les efforts dans le domaine de la prévention et de la recherche bio-médicale, parviendront bientôt à fournir leur contribution aux profils des pyramides par âge. Il nous a alors paru qu'il pouvait être intéressant de tracer, quoique d'une façon approximative, les effets de la disparition des principales causes de décès sur les tendances de la mortalité différentielle, en exprimant le problème du point de vue des mesures de la dissemblance.

La table de référence que nous avons utilisée dans notre analyse est celle de 1975-1979, qui est la table de mortalité par cause la plus récente. Celle-ci nous fournit aussi les probabilités de décéder pour chaque cause particulière de décès, dans l'hypothèse de l'indépendance de chacune des causes, ainsi que les tables résultant de la suppression de chacune de ces causes particulières. Commençons donc par examiner la mortalité générale, afin de considérer ensuite les effets des circonstances que l'on vient d'envisager.

Au commencement de ce paragraphe, on a souligné que cela fait déjà plus de quarante ans que  ${}_n q_x^{(F)} < {}_n q_x^{(H)}$  à tout âge; dans cette circonstance  $d(H_x, F_x) = e_w^{(F)} - e_x^{(H)}$  et donc la mesure de la disparité entre risques de décès exprime aussi la durée de survie « en plus » que les femmes peuvent espérer par rapport aux hommes. L'évolution de  $d(H_x, F_x)$  selon l'âge est en accord avec celle que l'on obtient des tables antérieures à partir de 1930, et met en évidence une diminution continue des différences entre les risques de décès des deux sexes, mais avec un fléchissement qui devient toujours plus marqué après l'âge de 35 ans. Les résultats relatifs à  $d(H_x, F_x)$  du tableau 1 revêtent cependant une importance particulière, parce que c'est par référence

TABLEAU 1.- DISSEMBLANCE (EN ANNEES) ENTRE LA "DUREE DE SURVIE" DES HOMMES ET DES FEMMES [ $d(H_x, F_x)$ ] ET INDICE RELATIF DE DISSEMBLANCE [ $d^*(H_x, F_x)$ ]; DISSEMBLANCE ENTRE LA "DUREE DE SURVIE" A DEUX AGES SUCCESSIFS POUR LES HOMMES ET LES FEMMES

Age	$d(H_x, F_x)$	$d^*(H_x, F_x)$	(a)	H	F
0	6,32	0,79	$d_{0,5}$	4,77	4,93
5	6,12	0,88	$d_{5,10}$	4,92	4,98
10	6,09	0,88	$d_{10,15}$	4,93	4,99
15	6,05	0,90	$d_{15,20}$	4,79	4,96
20	5,91	0,88	$d_{20,25}$	4,78	4,96
25	5,76	0,88	$d_{25,30}$	4,83	4,96
30	5,66	0,87	$d_{30,35}$	4,81	4,93
35	5,58	0,88	$d_{35,40}$	4,74	4,88
40	5,47	0,89	$d_{40,45}$	4,59	4,80
45	5,29	0,88	$d_{45,50}$	4,36	4,68
50	5,00	0,86	$d_{50,55}$	4,06	4,53
55	4,56	0,83	$d_{55,60}$	3,77	4,37
60	3,98	0,78	$d_{60,65}$	3,38	4,13
65	3,26	0,71	$d_{65,70}$	3,02	3,84
70	2,46	0,62	$d_{70,75}$	2,59	3,41

(a) On a utilisé le symbole  $d_{x,x+5}$  au lieu de  $d(H_x, H_{x+5})$  et de  $d(F_x, F_{x+5})$  puisqu'il est clairement indiqué en tête de chaque colonne, qu'il s'agit respectivement des hommes (H) et des femmes (F).

à la table de 1975-1979 que pour la première fois la mortalité différentielle mesurée en termes relatifs est voisine, pour un large éventail de groupes d'âges, de la valeur maximale [ $d^*(H_x, F_x)$ ], où la configuration du max  $D(nq_x^{(H)}; nq_x^{(F)})$  a été reconstruite en mettant au point deux schémas théoriques qui tiennent compte, pour ce qui concerne les valeurs des paramètres du modèle, des conditions de mortalité effectivement observées, mais qui ramènent la table de survie construite dans des conditions de haute mortalité pour les hommes et de basse mortalité pour les femmes. De ce point de vue également, la situation reflétée par les données du tableau 1 marque une étape d'un processus uniforme en train de se développer, avec ces caractéristiques-là, depuis le commencement des années soixante. Comme on pouvait s'y attendre, la valeur maximale de  $d(H_x, F_x)$  commence à se manifester entre 5 et 45 ans, car c'est à ces âges que la mortalité demeure au niveau le plus bas, et plus la mortalité est faible, moins les situations extrêmes de référence construites par le modèle s'écartent de celles que l'on a observées.

On peut dégager une vue ultérieure sur les différences de mortalité en comparant les dissemblances relatives aux risques de décès à deux âges successifs pour les hommes, soit  $d(H_x, H_{x+5})$ , et de même pour les femmes, c'est-à-dire  $d(F_x, F_{x+5})$ . A ce propos, de la table de 1975-1979, il résulte que  $nq_x > nq_{x+5}$ , sauf pour  $x=0$  et  $x=5$  pour les femmes et lorsque  $x=0$  et  $x=20$  pour les hommes; donc à l'exclusion de ces classes d'âges, la dissemblance exprime également de combien s'écarte «en plus» la durée de survie à l'âge  $x$  par rapport à l'âge  $x+5$ . Les résultats obtenus pour  $d(H_x, H_{x+5})$  et pour  $d(F_x, F_{x+5})$  sont présentés dans les deux dernières colonnes du tableau 1, et ils montrent comment le risque de décès se différencie de façon presque uniforme jusqu'à 40-45 ans pour chaque sexe et avec des écarts modérés entre les sexes; c'est au contraire après ce seuil

**TABEAU 2.- DISSEMBLANCE (EN ANNEES) ENTRE LA "DUREE DE SURVIE" A DEUX AGES SUCCESSIFS POUR LES HOMMES ET LES FEMMES DANS L'HYPOTHESE DE L'ELIMINATION DE QUELQUES CAUSES DE DECES (b)**

	N(001-136)		N(150-159)		N(160-163)		N(180-189;174)		N(140-149; 170-173;190-239)		N(250)	
(a)	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
d <sub>0,5</sub>	4,76	4,93	4,78	4,96	4,78	4,94	4,77	5,00	4,80	4,98	4,77	4,94
d <sub>5,10</sub>	4,93	4,99	4,93	5,00	4,93	4,99	4,93	4,99	4,95	5,00	4,92	4,99
d <sub>10,15</sub>	4,93	4,99	4,93	5,00	4,93	4,99	4,93	5,00	4,94	5,00	4,93	4,99
d <sub>15,20</sub>	4,80	4,97	4,80	4,97	4,80	4,97	4,80	4,97	4,81	4,98	4,79	4,97
d <sub>20,25</sub>	4,79	4,96	4,79	4,97	4,79	4,96	4,79	4,97	4,80	4,98	4,78	4,96
d <sub>25,30</sub>	4,83	4,96	4,84	4,96	4,83	4,96	4,83	4,97	4,85	4,97	4,83	4,96
d <sub>30,35</sub>	4,82	4,93	4,82	4,94	4,82	4,93	4,82	4,95	4,83	4,95	4,81	4,93
d <sub>35,40</sub>	4,75	4,88	4,76	4,89	4,75	4,88	4,74	4,92	4,77	4,90	4,74	4,88
d <sub>40,45</sub>	4,60	4,80	4,62	4,82	4,62	4,80	4,60	4,86	4,63	4,83	4,59	4,80
d <sub>45,50</sub>	4,36	4,68	4,40	4,71	4,42	4,69	4,36	4,77	4,41	4,72	4,36	4,68
d <sub>50,55</sub>	4,07	4,53	4,12	4,58	4,17	4,54	4,07	4,64	4,12	4,57	4,07	4,53
d <sub>55,60</sub>	3,78	4,38	3,86	4,44	3,91	4,39	3,79	4,49	3,85	4,43	3,78	4,39
d <sub>60,65</sub>	3,40	4,13	3,50	4,21	3,55	4,15	3,41	4,24	3,47	4,19	3,40	4,15
d <sub>65,70</sub>	3,03	3,85	3,15	3,95	3,19	3,87	3,06	3,94	3,10	3,91	3,05	3,89
d <sub>70,75</sub>	2,60	3,42	2,72	3,52	2,73	3,43	2,64	3,49	2,66	3,47	2,62	3,47

	N(410-411)		N(430-438)		N(390-404; 412-429;440-458)		N(460-519)		N(520-577)		N(E800-E999)	
(a)	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
d <sub>0,5</sub>	4,80	4,94	4,76	4,93	4,74	4,88	4,74	4,91	4,80	4,96	4,94	4,98
d <sub>5,10</sub>	4,93	4,99	4,93	4,98	4,91	4,94	4,93	4,99	4,93	4,99	4,98	5,01
d <sub>10,15</sub>	4,93	4,99	4,93	4,99	4,91	4,95	4,93	4,99	4,93	4,99	4,99	5,01
d <sub>15,20</sub>	4,80	4,97	4,80	4,96	4,78	4,92	4,80	4,97	4,80	4,97	4,97	5,01
d <sub>20,25</sub>	4,79	4,96	4,79	4,96	4,77	4,92	4,79	4,96	4,79	4,97	4,96	5,00
d <sub>25,30</sub>	4,84	4,96	4,83	4,95	4,82	4,92	4,83	4,96	4,84	4,96	4,95	4,99
d <sub>30,35</sub>	4,83	4,93	4,82	4,92	4,80	4,89	4,82	4,93	4,83	4,94	4,91	4,95
d <sub>35,40</sub>	4,77	4,88	4,75	4,87	4,73	4,84	4,74	4,88	4,78	4,89	4,83	4,90
d <sub>40,45</sub>	4,64	4,80	4,60	4,80	4,58	4,76	4,60	4,80	4,65	4,82	4,68	4,82
d <sub>45,50</sub>	4,44	4,69	4,37	4,69	4,35	4,65	4,36	4,68	4,44	4,71	4,44	4,70
d <sub>50,55</sub>	4,18	4,55	4,08	4,54	4,06	4,50	4,07	4,53	4,16	4,57	4,13	4,55
d <sub>55,60</sub>	3,92	4,40	3,79	4,39	3,77	4,35	4,79	4,38	3,89	4,42	3,83	4,39
d <sub>60,65</sub>	3,55	4,17	3,42	4,17	3,40	4,12	3,42	4,14	3,51	4,18	3,44	4,14
d <sub>65,70</sub>	3,19	3,92	3,09	3,92	3,05	3,88	3,09	3,87	3,14	3,91	3,07	3,86
d <sub>70,75</sub>	2,74	3,50	2,71	3,55	2,66	3,51	2,68	3,44	2,69	3,47	2,62	3,42

(a) Voir la note (a) du tableau 1.

(b) Dans ce tableau, des notations telles que N(001-136) indiquent l'élimination de la cause de décès (001-136), où les nombres entre parenthèses correspondent aux codes de la "Classification internationale des maladies, 8ème révision, 1965" (Source OMS). La description des causes de décès qui ont été examinées est la suivante : (001-136) : maladies infectieuses et parasitaires ; (150-159) : tumeurs malignes de l'appareil respiratoire ; (180-189 ; 174) : tumeurs malignes de l'appareil génito-urinaire et du sein ; (140-149 ; 170-173 ; 190-239) : autres tumeurs ; (250) : diabète sucré ; (410-411) : maladies ischémiques du cœur ; (430-438) : troubles circulatoires de l'encéphale ; (390-404 ; 412-429 ; 440-458) : autres maladies de l'appareil circulatoire ; (460-519) : maladies de l'appareil respiratoire ; (520-577) : maladies de l'appareil digestif ; (E800-E900) : accidents, empoisonnements et traumatismes.

que l'érosion progressive des différences observées pour les hommes semble révéler leur « vieillissement » plus rapide par rapport aux femmes.

Prenant en considération les groupes de causes de décès auxquels se rapportent les tables de 1975-1979, on peut d'abord considérer les effets de la suppression de chacun d'eux sur les différences de risque de décès à deux âges successifs, pour passer ensuite à la comparaison directe entre les sexes à chaque âge.

En ce qui concerne le premier point, l'élimination de chaque groupe (exception faite de celui des morts violentes) diminue les écarts de mortalité aux différents âges, et réduit donc ultérieurement la variabilité déjà faible de  $d(H_x, H_{x+s})$  et de  $d(F_x, F_{x+s})$ . Pour les hommes, la plus grande contribution en ce sens serait apportée (voir tableau 2) par la disparition des tumeurs malignes de l'appareil respiratoire (numéro de code 160-163), et ensuite des maladies ischémiques du cœur (410-411), parce que cela donnerait lieu à une plus grande diversification des risques de décès entre les âges centraux et les âges avancés. Pour les femmes, on obtiendrait le même résultat par la suppression des tumeurs malignes de l'appareil digestif (150-153), et ensuite, par celle des troubles circulatoires de l'encéphale (430-438) et des autres maladies de l'appareil circulatoire (390-404; 412-429; 440-458); mais, pour cette dernière cause de décès, l'effet susdit dérive d'une atténuation des différences de mortalité jusqu'aux âges adultes avancés (60-65 ans) et de leur accentuation par la suite. Les conséquences de la diminution des causes de décès qui dérivent surtout de comportements sociaux (accidents, empoisonnements, traumatismes : codes E800-E999) présentent une image opposée parce que, comme chacun sait, leur action a une incidence surtout aux jeunes âges et aux âges centraux; comme l'on peut le déduire de la comparaison entre les résultats des tableaux 1 et 2, ce serait justement l'annulation de ce groupe de causes qui produirait les variations les plus considérables, aussi bien en termes absolus que relatifs.

Des effets également fort différenciés seraient entraînés par la disparition de chacune de ces causes sur la surmortalité masculine dans sa totalité. Leur suppression ne renverse évidemment pas l'inégalité  ${}_nq_x^{(F)} < {}_nq_x^{(H)}$ , qui caractérise à chaque âge les vicissitudes de la mortalité en Italie, mais elle peut, selon les causes, l'atténuer ou l'accroître; et encore, dans le cas particulier de la table de 1975-1979, il est presque possible d'opérer un classement parmi les causes qui produisent tel ou tel effet, parce que la comparaison entre valeurs de la dissemblance à chaque âge, quand toutes les causes agissent simultanément (tableau 1, colonne 1) et lorsque chaque groupe de ces causes est éliminé (tableau 3), donne lieu à des profils de variations qui, en général, ne s'entrecroisent pas lorsqu'on passe d'un groupe à l'autre.

Voilà, par ordre d'importance croissante, les causes dont la disparition donnerait lieu à une réduction du risque de décès plus importante pour les hommes que pour les femmes et, par conséquent, produirait une atténuation de la mortalité différentielle : 1) maladies infectieuses et parasitaires (001-136); 2) autres tumeurs (140-149; 173-179; 190-239); 3) tumeurs malignes de l'appareil digestif (150-159); 4) maladies de l'appareil digestif (520-577); 5) maladies de l'appareil respiratoire (460-519); 6) maladies ischémiques du cœur (410-411); 7) tumeurs malignes de l'appareil respiratoire (160-163). Par contre, la suppression des causes suivantes : 1) diabète sucré (250); 2) troubles circulatoires de l'encéphale (430-438); 3) tumeurs malignes de l'appareil génito-urinaire et du sein (180-189; 174) donnerait lieu à une plus forte réduction du risque de décès des femmes, et donc à une ultérieure accentuation de la surmortalité masculine.

**TABEAU 3.- DISSEMBLANCE (EN ANNEES) ENTRE LA "DUREE DE SURVIE" DES HOMMES ET DES FEMMES DANS L'HYPOTHESE DE L'ELIMINATION DE QUELQUES CAUSES DE DECES (a) - ENTRE PARENTHESES (EN %) L'EFFET DE L'ELIMINATION DE LA CAUSE DE DECES SUR LES DIFFERENCES DE MORTALITE [ $d(H_x, F_x)$ ] ENTRE LES DEUX SEXES**

Age	N(001-136)	N(150-159)	N(160-163)	N(180-189;174)
0	6,26 (-0,95)	6,22 (-1,58)	5,53 (-12,50)	6,89 (+9,02)
5	6,08 (-0,65)	6,01 (-1,79)	5,32 (-13,07)	6,70 (+9,48)
10	6,04 (-0,82)	5,98 (-1,81)	5,29 (-13,14)	6,67 (+9,52)
15	6,01 (-0,66)	5,94 (-1,82)	5,25 (-13,22)	6,63 (+9,59)
20	5,87 (-0,67)	5,79 (-2,03)	5,10 (-13,71)	6,49 (+9,81)
25	5,71 (-0,87)	5,64 (-2,08)	4,95 (-14,06)	6,34 (+10,07)
30	5,61 (-0,88)	5,53 (-2,30)	4,85 (-14,31)	6,24 (+10,42)
35	5,53 (-0,89)	5,44 (-2,51)	4,76 (-14,70)	6,13 (+9,86)
40	5,42 (-0,91)	5,34 (-2,38)	4,66 (-14,81)	5,99 (+9,51)
45	5,25 (-0,75)	5,16 (-2,46)	4,50 (-14,93)	5,76 (+8,88)
50	4,96 (-0,80)	4,87 (-2,60)	4,25 (-15,00)	5,38 (+7,60)
55	4,52 (-0,88)	4,45 (-2,41)	3,90 (-14,47)	4,84 (+6,14)
60	3,96 (-0,50)	3,89 (-2,26)	3,44 (-13,57)	4,15 (+4,27)
65	3,25 (-0,31)	3,20 (-1,84)	2,86 (-12,27)	3,34 (+2,45)
70	2,44 (-0,81)	2,42 (-1,63)	2,19 (-10,98)	2,47 (+0,41)
Age	N(140-149; 170-173;190-239)	N(250)	N(410-411)	N(430-438)
0	6,19 (-2,05)	6,48 (+2,53)	5,64 (-10,76)	6,66 (+5,38)
5	6,00 (-1,96)	6,29 (+2,77)	5,43 (-11,28)	6,46 (+5,56)
10	5,98 (-1,81)	6,26 (+2,79)	5,39 (-11,50)	6,43 (+5,58)
15	5,95 (-1,65)	6,22 (+2,81)	5,36 (-11,41)	6,39 (+5,62)
20	5,81 (-1,69)	6,08 (+2,87)	5,21 (-11,85)	6,25 (+5,75)
25	5,66 (-1,73)	5,93 (+2,95)	5,06 (-12,15)	6,09 (+5,73)
30	5,56 (-1,76)	5,83 (+3,00)	4,96 (-12,37)	5,99 (+5,83)
35	5,47 (-1,97)	5,74 (+2,87)	4,88 (-12,55)	5,90 (+5,73)
40	5,37 (-1,83)	5,64 (+3,11)	4,79 (-12,43)	5,80 (+6,03)
45	5,20 (-1,70)	5,46 (+3,21)	4,65 (-12,10)	5,62 (+6,24)
50	4,92 (-1,60)	5,17 (+3,40)	4,43 (-11,40)	5,32 (+6,40)
55	4,49 (-1,53)	4,73 (+3,72)	4,09 (-10,31)	4,87 (+6,80)
60	3,94 (-1,01)	4,15 (+4,27)	3,63 (-8,79)	4,28 (+7,54)
65	3,23 (-0,92)	3,41 (+4,60)	3,03 (-7,06)	3,54 (+8,59)
70	2,44 (-0,81)	2,59 (+5,28)	2,31 (-6,10)	2,71 (+10,16)
Age	N(390-404; 412-429;440-458)	N(460-519)	N(520-577)	N(E800-E999)
0	7,09 (+12,18)	5,99 (-5,22)	5,89 (-6,80)	5,54 (-12,34)
5	6,89 (+12,58)	5,79 (-5,39)	5,69 (-7,02)	5,34 (-12,75)
10	6,86 (+12,64)	5,75 (-5,58)	5,66 (-7,06)	5,33 (-12,48)
15	6,82 (+12,73)	5,72 (-5,45)	5,62 (-7,11)	5,33 (-11,90)
20	6,67 (+12,86)	5,57 (-5,75)	5,48 (-7,27)	5,31 (-10,15)
25	6,52 (+13,19)	5,42 (-5,90)	5,32 (-7,64)	5,29 (-8,16)
30	6,42 (+13,43)	5,32 (-6,01)	5,23 (-7,60)	5,28 (-6,71)
35	6,33 (+13,44)	5,23 (-6,27)	5,15 (-7,71)	5,27 (-5,56)
40	6,22 (+13,71)	5,12 (-6,40)	5,06 (-7,49)	5,23 (-4,39)
45	6,04 (+14,18)	4,94 (-6,61)	4,91 (-7,18)	5,12 (-3,21)
50	5,74 (+14,80)	4,64 (-7,20)	4,67 (-6,60)	4,88 (-2,40)
55	5,29 (+16,01)	4,20 (-7,89)	4,29 (-5,92)	4,48 (-1,76)
60	4,70 (+18,09)	3,63 (-8,79)	3,77 (-5,27)	3,95 (-0,75)
65	3,96 (+21,47)	2,93 (-10,12)	3,11 (-4,60)	3,26 (-0,00)
70	3,10 (+26,02)	2,16 (-12,19)	2,36 (-4,06)	2,48 (-0,81)

(b) Cf. la note (b) du tableau précédent.

Pour ce qui concerne finalement les causes violentes de décès (E800-E999), les résultats obtenus, en supposant leur élimination, étaient clairement prévisibles; significatif est cependant le fait que l'avantage en faveur de l'homme – avantage qui décroît lorsque l'âge augmente – s'annule juste à partir de l'âge qui marque la sortie définitive de la vie active (voir le tableau 3).

Au terme de cette rapide revue, il faut ajouter qu'en Italie, au début des années quatre-vingt, 75 % des décès entre 30 et 44 ans étaient imputables aux tumeurs malignes, aux maladies du système circulatoire et aux morts violentes, et plus de 80 % des décès aux âges supérieurs à 44 ans étaient dûs à des tumeurs malignes, à des maladies du système circulatoire et à des maladies de l'appareil digestif. Comme l'on sait, c'est surtout le premier groupe de causes qui joue, de plus en plus, un rôle prédominant. Par conséquent, et tout en tenant compte des restrictions liées aux tables de survie utilisées, les résultats obtenus semblent faire dépendre le développement futur de la surmortalité masculine de l'évolution du poids relatif de chacune des causes de décès, plutôt que d'un rapprochement, bien souhaitable par ailleurs, des risques de décès des hommes par rapport à ceux des femmes.