

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

Sur la mesure de la mortalité par âge et tous âges et sur la surmortalité masculine tous âges

Alfred NIZARD

Institut National d'Études Démographiques, Paris, France

Taux et quotient de mortalité permettent chacun une mesure de la mortalité par âge. On oppose généralement ces deux indices, qui font l'objet de deux traitements nettement distincts pour synthétiser la mortalité : taux comparatif d'une part et table de mortalité, d'autre part.

Cependant, le taux peut être considéré comme une approximation du quotient et le quotient peut être utilisé comme un taux.

Pour simplifier la comparaison des taux et quotients, on supposera ci-dessous que l'observation est toujours transversale, et que sa durée est toujours d'une année civile.

On examine ci-dessous, en premier lieu, la relation entre taux et quotient. Cette relation peut être obscurcie par le classement par âge utilisé par les services statistiques. On propose une nouvelle formule d'estimation du quotient.

On présente ensuite une utilisation, peut-être hétérodoxe, du quotient de mortalité, mais très illustratrice : le quotient comparatif de mortalité et son complément à 1, la survie comparative. Ces différents indicateurs permettent de souligner le paradoxe de la mesure de la mortalité, dont l'évolution peut apparaître très différente, selon que l'on observe le recul du risque de mortalité ou la progression des chances de survie.

On compare enfin, les divers indicateurs de la surmortalité masculine tous âges, en tentant de préciser les hypothèses sous-jacentes, et en proposant une nouvelle mesure de la surmortalité, dépendant uniquement des tables de mortalité masculine et féminine, sans référence à une population-type.

Relation entre taux et quotient

Les deux formules soeurs, reliant taux (m) et quotient (q) de mortalité, pour un intervalle d'âge annuel, sont bien connues :

$$q = m/(1+0,5m)$$

$$m = q/(1-0,5q)$$

Ces deux formules ne sont rigoureusement exactes que lorsqu'une seule génération est impliquée, en l'absence de migrations : il s'agit alors de taux par génération et de quotient perspectif.

Lorsque l'intervalle d'âge considéré est compris entre deux anniversaires (taux par âge révolu et quotient annuel classique), deux générations sont alors impliquées, chacune pour une partie de l'intervalle d'âge : l'une dans le sous-intervalle allant du premier anniversaire au 31 décembre de l'année civile, l'autre dans le sous-intervalle allant du 1er janvier au second anniversaire ; les deux formules citées ci-dessus supposent alors, non seulement que les deux générations aient, à âge égal, même effectif et même mortalité (hypothèse de la population stationnaire), mais aussi que les décès soient également répartis entre les deux sous-intervalles.

S'agissant de deux générations contiguës, l'hypothèse de la population stationnaire est acceptable, même si les perturbations créées par la guerre (contiguïté de classes creuses

diversement atteintes, contiguïté d'une classe creuse et d'une génération avec récupération de naissances...) méritent attention.

Quant à l'hypothèse de l'égalité du nombre de décès dans les deux sous-intervalles, elle est voisine de la réalité, sauf à 0 an.

Le taux de mortalité à 0 an se calcule ordinairement par rapport aux naissances, et il se confond alors avec le quotient. Mais dans certains cas - par exemple, lorsqu'il doit concourir à la formation d'un taux comparatif - il peut être déterminé par référence à la population moyenne âgée de 0 an. Sa conversion en quotient (q_0) s'accorde mal alors avec l'hypothèse de l'égalité du nombre de décès dans les deux sous-intervalles. Les deux tiers, voire les trois quarts ou les quatre cinquièmes des décès infantiles, se produisent, en effet, au cours de l'année civile de naissance. C'est pourquoi les deux formules ci-dessus deviennent à 0 an

* avec le taux de mortalité (m_0) calculé relativement aux naissances :

$$q_0 = m_0.$$

* avec le taux de mortalité (m_0) calculé par rapport à la population moyenne :

$$q_0 = m_0 / (1 + 0,7m_0) \qquad m_0 = q_0 / (1 - 0,7q_0)$$

Aux autres âges, sous l'hypothèse de la population stationnaire, la répartition des décès entre les deux sous-intervalles dépend tout à la fois du rythme de progression de la mortalité avec l'âge et de son niveau, exprimé par le taux ou le quotient, à l'âge considéré. A l'âge adulte, entre 15 ou 20 ans et 70 ou 75 ans, il y aurait plutôt 49 % des décès dans le premier sous-intervalle, en raison de l'accroissement de la mortalité; avant 10 ans, plutôt plus de 50 % en raison de la décroissance de la mortalité aux jeunes âges; après 80 ou 85 ans, plutôt plus de 50%, la forte mortalité à ces âges réduisant tout à la fois le nombre de vivants, et celui des décès, dans le second sous-intervalle. Au total, la proportion de décès dans le premier sous-intervalle reste voisine de 50 % de 1 an aux plus grands âges et il n'y a pas lieu de modifier les formules établissant la relation entre taux et quotient au-delà de 0 an.

Taux par groupe d'âge en France :

D'une manière générale, les taux de mortalité publiés par les services statistiques nationaux ou internationaux ne sont pas par années d'âge, mais par groupe d'âge, quinquennal ou décennal.

Les statistiques françaises sont très spécifiques : les taux de mortalité sont par âge en années révolues à 0 an et à 1-4 ans et par groupe de générations selon l'âge atteint dans l'année civile à partir de 10-14 ans; le taux à 5-9 ans est intermédiaire, comprenant l'ensemble des générations atteignant 6 à 9 ans, et seulement une partie de la génération atteignant 5 ans (cf. tableau 1).

Taux par groupe d'âge et quotient annuel moyen de mortalité :

Le taux par intervalle d'âge pluriannuel est, en fait, un taux annuel moyen, la population par année d'âge constituant les coefficients de pondération. Le taux tous âges (brut ou comparatif) est lui-même un taux moyen par année d'âge.

En revanche, le quotient pluriannuel embrasse une durée chronologique égale au nombre d'années comprises dans l'intervalle d'âge : le quotient de mortalité à 40-44 ans - appelé quotient de mortalité de 40 à 45 ans - mesure la probabilité de décéder d'un individu, non pas durant l'année d'observation, mais au cours d'une durée chronologique allant du 40ème anniversaire au 45ème, c'est-à-dire allant de la borne inférieure de l'intervalle d'âge à

TABLEAU 1 : FRANCE 1950, 1970 ET 1990 - SELON LE SEXE - TAUX DE MORTALITÉ À 0 AN, À 1-4 ANS, QUINQUENNAUX DE MORTALITÉ DANS LES MÊMES INTERVALLES D'ÂGE (POUR 10 000)

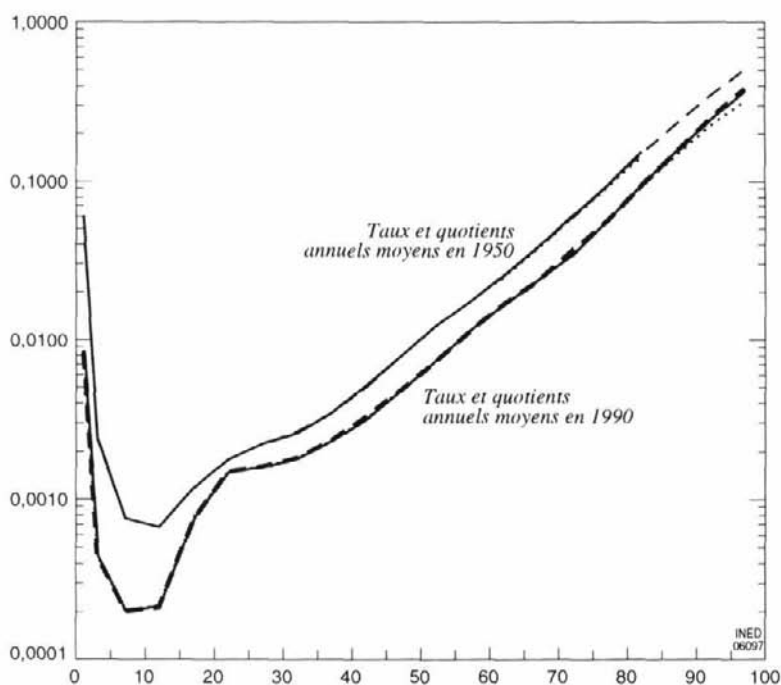
Groupe d'âge	Âges exacts encadrants [approximation] (ans)	Amplitude en années	Age central (ans)	Taux de mortalité			Q. annuel moyen dans chaque intervalle (d'après tables Vallin-Meslé)			Quotient annuel moyen par conversion du taux de mortalité			Approximation du Q. annuel moyen par la moyenne du taux avec la précédente éval.		
				1950	1970	1990	1950	1970	1990	1950	1970	1990	1950	1970	1990
SEXE MASCULIN															
0 an	00,0 - 01,0	1,0	0,50	608	209	85	577	204	84	583	206	85	583	206	85
01-04 ans	01,0 - 05,0	4,0	3,00	25	9	4	24	9	5	25	9	4	25	9	4
05-09 ans	05,0 - 09,5	4,5	7,25	8	5	2	8	5	2	8	5	2	8	5	2
10-14 ans	09,5 - 14,5	5,0	12,00	7	4	2	7	4	2	7	4	2	7	4	2
15-19 ans	14,5 - 19,5	5,0	17,00	12	12	8	12	12	8	12	12	8	12	12	8
20-24 ans	19,5 - 24,5	5,0	22,00	18	16	15	18	16	15	18	16	15	18	16	15
25-29 ans	24,5 - 29,5	5,0	27,00	23	16	16	23	16	16	23	16	16	23	16	16
30-34 ans	29,5 - 34,5	5,0	32,00	27	19	18	27	19	19	27	19	18	27	19	18
35-39 ans	34,5 - 39,5	5,0	37,00	35	27	24	35	27	24	35	27	24	35	27	24
40-44 ans	39,5 - 44,5	5,0	42,00	52	42	33	52	42	33	52	42	33	52	42	33
45-49 ans	44,5 - 49,5	5,0	47,00	80	63	49	80	63	49	80	62	49	80	62	49
50-54 ans	49,5 - 54,5	5,0	52,00	123	94	75	123	96	74	122	94	74	122	94	75
55-59 ans	54,5 - 59,5	5,0	57,00	177	150	115	176	147	114	176	149	115	176	149	115
60-64 ans	59,5 - 64,5	5,0	62,00	258	237	172	255	236	171	254	234	171	256	236	171
65-69 ans	64,5 - 69,5	5,0	67,00	390	362	242	385	359	240	383	355	239	386	358	241
70-74 ans	69,5 - 74,5	5,0	72,00	613	548	354	600	542	365	595	533	347	604	540	351
75-79 ans	74,5 - 79,5	5,0	77,00	961	833	590	945	816	573	917	800	573	939	817	581
80-84 ans	79,5 - 84,5	5,0	82,00	1562	1314	974	1500	1270	957	1449	1233	928	1505	1273	951
85-89 ans	84,5 - 89,5	5,0	87,00		1990	1596	2338	1888	1556		1810	1478		1900	1537
90-94 ans	89,5 - 94,5	5,0	92,00		2947	2523	3531	2761	2490		2568	2241		2758	2382
95 a. ou +	94,5 ou +	5,0	97,00		4305	3826	5107	3941	3850		3543	3212		3924	3519
85 ans ou plus				2587	2245	1855									
tous âges (taux brut)				135	113	99									
tous âges (taux comparatif)				157	129	93									
SEXE FEMININ															
0 an	00,0 - 01,0	1,0	0,50	465	161	63	438	158	63	451	159	63	451	159	63
01-04 ans	01,0 - 05,0	4,0	3,00	22	7	3	23	7	3	22	7	3	22	7	3
05-09 ans	05,0 - 09,5	4,5	7,25	6	3	2	6	3	2	6	3	2	6	3	2
10-14 ans	09,5 - 14,5	5,0	12,00	5	3	2	5	3	2	5	3	2	5	3	2
15-19 ans	14,5 - 19,5	5,0	17,00	8	5	3	8	5	3	8	5	3	8	5	3
20-24 ans	19,5 - 24,5	5,0	22,00	13	6	4	13	6	4	13	6	4	13	6	4
25-29 ans	24,5 - 29,5	5,0	27,00	16	7	5	16	7	5	16	7	5	16	7	5
30-34 ans	29,5 - 34,5	5,0	32,00	20	9	7	20	9	7	20	9	7	20	9	7
35-39 ans	34,5 - 39,5	5,0	37,00	25	13	10	25	13	10	25	13	10	25	13	10
40-44 ans	39,5 - 44,5	5,0	42,00	32	21	13	32	21	14	32	21	13	32	21	13
45-49 ans	44,5 - 49,5	5,0	47,00	47	31	21	47	31	20	47	31	21	47	31	21
50-54 ans	49,5 - 54,5	5,0	52,00	68	47	30	68	48	30	67	47	30	68	47	30
55-59 ans	54,5 - 59,5	5,0	57,00	97	66	44	97	65	44	97	65	44	97	66	44
60-64 ans	59,5 - 64,5	5,0	62,00	148	100	64	148	100	63	147	100	63	148	100	63
65-69 ans	64,5 - 69,5	5,0	67,00	242	165	95	241	164	95	239	163	95	240	164	95
70-74 ans	69,5 - 74,5	5,0	72,00	412	287	159	409	287	166	404	283	158	408	285	159
75-79 ans	74,5 - 79,5	5,0	77,00	706	519	310	701	515	303	682	506	305	694	512	308
80-84 ans	79,5 - 84,5	5,0	82,00	1184	902	598	1159	888	597	1118	863	581	1151	882	590
85-89 ans	84,5 - 89,5	5,0	87,00		1535	1122	1889	1497	1104		1425	1062		1480	1092
90-94 ans	89,5 - 94,5	5,0	92,00		2428	1989	2989	2459	1997		2165	1809		2296	1899
95 a. ou +	94,5 ou +	5,0	97,00		3513	3263	4535	3898	3461		2988	2805		3250	3034
85 ans ou plus				2101	1819	1472									
tous âges (taux brut)				121	101	87									
tous âges (taux comparatif)				107	73	46									
Les classements par âge est : selon les années révolues à 0 an et à 1-4 ans; suivant l'âge atteint dans l'année de 10-14 ans à 95 ans ou plus; mixte à 5-9 ans. Les quotients annuels moyens selon les tables Vallin-Meslé sont les compléments à 1 de la moyenne géométrique des probabilités de survie par mi-année et année d'âge comprises dans l'intervalle. Les probabilités de survie mi-annuelles sont supposées être égales à la racine carrée de la probabilité de survie annuel. Le quotient annuel moyen par conversion du taux par groupe d'âge résulte de l'application des formules suivantes : à 0 an [taux/(1+0,7*taux)]; aux autres âges [taux/(1+0,5*taux)]. L'approximation du quotient annuel moyen proposée dans les dernières colonnes du tableau est, sauf à 0 an (conservation de l'évaluation par la formule [taux/(1+0,7*taux)]), la moyenne simple du taux et du quotient annuel moyen résultant de la formule [taux/(1+0,5*taux)].															

sa borne supérieure. Certes, cette durée chronologique est pure fiction lorsque l'observation ne porte que sur une année civile, mais c'est une fiction nécessaire.

Le quotient à 40-44 ans - ou quotient du 40ème anniversaire au 45ème - a une durée chronologique de 5 ans tandis que le taux à 40-44 ans se rapporte à une durée d'un an, et d'un an seulement. L'absence ou la présence d'une perspective chronologique constitue donc la principale différence entre taux et quotient.

Aussi, convient-il de comparer le taux par groupe d'âge, non pas directement au quotient de mortalité dans le même intervalle d'âge, mais au quotient annuel moyen de mortalité dans l'intervalle. Le tableau 1 rapproche taux et quotients annuels moyens en France pour chaque sexe, en 1950, 1970 et 1990, les quotients étant déterminés en suivant aussi strictement que possible les mêmes intervalles d'âge que les taux.

FIGURE 1 : FRANCE 1950-1990 - SEXE MASCULIN
TAUX DE MORTALITÉ À 0 AN, À 1-4 ANS ET QUINQUENNAUX ET QUOTIENTS DE MORTALITÉ ANNUELS MOYENS
D'APRÈS LES TABLES VALLIN-MESLÉ ET PAR CONVERSION DES TAUX (VALEUR POUR 1)



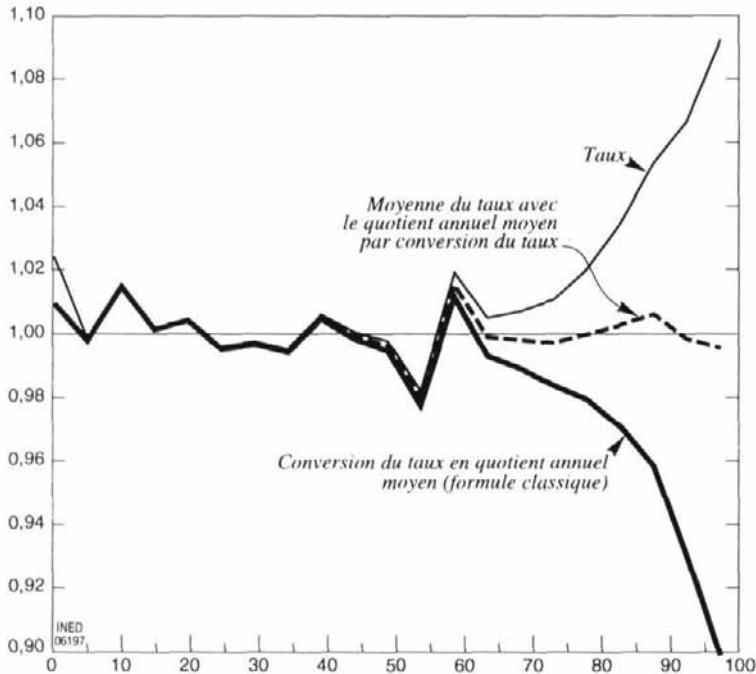
Manifestement, jusqu'à des âges très élevés, les taux sont très proches des quotients annuels (figure 1) : tout taux peut être considéré comme une approximation du quotient annuel de mortalité dans l'intervalle d'âge considéré.

Les taux et quotients annuels moyens par conversion du taux ont été rapportés aux quotients annuels moyens « vrais » issus des tables élaborées par J. Vallin et F. Meslé. Les résultats relatifs au sexe masculin en 1970 apparaissent sur la figure 2. Taux et quotients par conversion du taux sont pratiquement confondus jusqu'à 40 ans (hors de 0 an) et très proches jusqu'à 60 ans. A ces âges, il ne s'éloignent guère du quotient « vrai », sauf à 5-9 ans (taux de 1,5 % supérieur au quotient « vrai »), à 50-54 ans (-1,8 %) et à 55-59 ans (+1,9 %). Les exceptions, très relatives, s'expliquent par l'histoire de la population française, qui

laisse sa trace dans les taux (et dans les quotients résultant de leur conversion) plutôt que dans les quotients directement calculés à partir des données détaillées :

- à 5-9 ans, les générations les plus jeunes comprises dans le groupe - 1963-1965 - sont plus nombreuses, à un âge où la mortalité est plus élevée chez les plus jeunes;
- à 50-54 ans, l'abaissement du taux est dû à l'importance de la génération la plus récente - 1920 - et à l'amenuisement des générations les plus âgées - classes creuses 1916-1918 - ;
- à 55-59 ans, l'élévation du taux est favorisée par la présence d'une classe creuse - 1915 - à l'âge initial du groupe.

FIGURE 2 : FRANCE 1970 - SEXE MASCULIN
RAPPORT DU TAUX, DU QUOTIENT DE MORTALITÉ ANNUEL MOYEN
PAR CONVERSION DU TAUX ET DE LEUR MOYENNE AU QUOTIENT ANNUEL MOYEN
D'APRÈS LES TABLES DE VALLIN-MESLÉ, À 0 AN, À 1-4 ANS ET PAR GROUPES D'ÂGE QUINQUENNAUX



Aux grands âges, le taux s'éloigne irrésistiblement du quotient « vrai » : + 2 % à 75-79 ans, + 5 % à 80-84 ans sur la figure 2 : le rapport à la population moyenne majore le taux relativement au quotient, de manière de plus en plus sensible aux âges élevés, et ce d'autant plus sûrement qu'il s'agit de taux par groupes de générations.

De manière quasi symétrique, le quotient annuel moyen résultant de la conversion du taux, sous-estime le quotient « vrai » aux mêmes âges : - 2 % à 75-79 ans, - 4 % à 85-89 ans. La correction prévue au dénominateur dans la formule de conversion du taux (+ 0,5m ajouté à l'unité) est manifestement trop lourde lorsque la mortalité annuelle atteint 10 % des vivants, sinon plus, et que son augmentation annuelle absolue devient très importante, même si la valeur relative de celle-ci reste de l'ordre de 8 % comme aux autres âges adultes.

Aussi, d'un point de vue pragmatique, cette situation suggère de remplacer le quotient annuel moyen résultant de la formule classique par sa moyenne avec le taux. La nouvelle évaluation du quotient annuel moyen devient alors

$$q \text{ annuel moyen} = (4m + m^2)/(4 + 2m)$$

Cette nouvelle évaluation apparaît sur la figure 2 (1970, sexe masculin) : jusqu'à l'âge de 60 ans, le taux et les deux évaluations du quotient annuel moyen se confondent ou sont très proches, mais à partir de 60 ans, seule la dernière évaluation du quotient permet une excellente approximation du quotient vrai et ce, jusqu'à l'intervalle 95-100 ans.

En résumé, taux et quotient annuel sont très proches jusqu'à 60 ans (taux inférieur à 2 % de la population) ; la correction apportée par la formule classique de conversion du taux en quotient, est négligeable (sauf à 0 an). Ce sont les accidents de la pyramide des âges qui peuvent éloigner quelque peu le taux du quotient annuel vrai, et aucune formule ne permet de corriger ces situations (notons que, dans les pays en développement, le fort accroissement de la population tend à minorer la mortalité mesurée par le taux). Au-dessus de 60 ans, le taux tend à augmenter rapidement, sous l'effet d'une minoration grandissante de la population moyenne; et la correction opérée par la formule de conversion du taux en quotient, inopérante jusqu'à 60 ans, devient de plus en plus lourde, en sorte que le quotient est sous-évalué. Une nouvelle évaluation du quotient annuel, proposé ci-dessus, permet de maintenir l'adéquation du quotient évalué à partir du taux au quotient « vrai » jusqu'au plus grand âge.

Taux par groupe d'âge et quotient pluriannuel de mortalité :

Le taux par groupe d'âge se compare directement à un quotient annuel (quotient annuel moyen du groupe ou encore quotient à l'âge central du groupe). Cependant, la référence au groupe d'âge appelle à confronter, sinon le taux lui-même, du moins le quotient pluriannuel résultant de sa conversion, avec le quotient pluriannuel « vrai » de l'intervalle (tableau 2). Trois formules de conversion du taux en quotient ont été appliquées sur le tableau 2, que nous citons ci-dessous en désignant par a le nombre d'années compris dans l'intervalle d'âge (cf. tableau 2, col. Amplitude) :

– la formule de conversion par le quotient annuel moyen :

$$q = 1 - [(1 - q \text{ annuel moyen})^a],$$

– la formule traditionnelle de conversion du taux en quotient pluriannuel :

$$q = 2^*a*m/(2 + a*m)$$

– et la formule proposée par Reed et Merrell, reproduite par Roland Pressat dans son ouvrage sur l'analyse démographique (PUF, Paris, 1983) :

$$q = 1 - e^p$$

$$\text{avec } p = -a*m - 0,008(a)^3*m^2$$

L'application de la première des trois formules citées ci-dessus, figurant sur le tableau 2, fait intervenir, comme quotient annuel par conversion du taux, non pas le quotient annuel résultant de la formule classique de conversion, mais l'évaluation proposée plus haut :

$$q \text{ annuel moyen} = (4m + m^2)/(4 + 2m)$$

La figure 3 présente les quotients pluriannuels, selon l'âge, en 1950 et en 1990, pour le sexe masculin. Les diverses évaluations s'y confondent pratiquement, mais l'échelle est trop réduite pour que les différences apparaissent. La figure 4 rapporte, pour le sexe masculin en 1970, les quotients pluriannuels évalués à partir du taux aux quotients pluriannuels vrais (selon la table élaborée par J. Vallin et F. Meslé). Les commentaires que l'on peut faire sont, en grande partie, identiques à ceux suscités par la figure 2. Toutes les évaluations se distinguent mal l'une de l'autre, jusqu'à 60 ans. Aux âges élevés, le quotient par la conversion directe du taux, selon la formule traditionnelle, s'élève, mais reste proche du

TABLEAU 2 : FRANCE 1950, 1970 ET 1990 - SELON LE SEXE - QUOTIENTS DE MORTALITÉ À 0 AN, À 1-4 ANS ET QUINQUENNAUX D'APRÈS LES TABLES DE MORTALITÉ ET D'APRÈS LES TAUX DE MORTALITÉ DANS LES MÊMES INTERVALLES D'ÂGE (POUR 10 000)

Groupe d'âge	Âges exacts encadrants [approximation] (ans)	Amplitude en années	Age central (ans)	Q. de mortalité dans chaque intervalle (d'après tables Vallin-Meslé)			Quotient de mortalité d'après taux par Q. annuel moyen (cf. tableau 1, dernières col.)			Quotient de mortalité d'après le taux (formule traditionnelle)			Quotient de mortalité d'après le taux (formule de Reed et Merrell)		
				1950	1970	1990	1950	1970	1990	1950	1970	1990	1950	1970	1990
SEXE MASCULIN															
0 an	0,0 - 1,0	1,0	0,50	577	204	84	583	206	85	583	206	85	590	207	85
1-4 ans	1,0 - 5,0	4,0	3,00	95	36	18	99	36	18	99	36	18	99	36	18
5-9 ans	5,0 - 9,5	4,5	7,25	35	22	9	35	22	9	35	22	9	35	22	9
10-14 ans	9,5 - 14,5	5,0	12,00	34	21	11	34	21	11	34	21	11	34	21	11
15-19 ans	14,5 - 19,5	5,0	17,00	59	58	39	60	58	39	60	58	39	60	58	39
20-24 ans	19,5 - 24,5	5,0	22,00	90	81	75	89	80	75	89	80	75	89	80	75
25-29 ans	24,5 - 29,5	5,0	27,00	112	79	80	113	79	81	113	79	81	113	79	81
30-34 ans	29,5 - 34,5	5,0	32,00	134	94	92	132	93	92	132	93	92	132	93	92
35-39 ans	34,5 - 39,5	5,0	37,00	172	135	118	175	136	119	174	136	119	175	136	119
40-44 ans	39,5 - 44,5	5,0	42,00	258	207	164	258	207	163	257	207	162	258	207	163
45-49 ans	44,5 - 49,5	5,0	47,00	393	310	242	394	308	241	393	308	241	394	308	241
50-54 ans	49,5 - 54,5	5,0	52,00	602	470	366	597	461	367	595	460	367	596	461	367
55-59 ans	54,5 - 59,5	5,0	57,00	848	714	559	852	725	561	848	723	560	851	725	561
60-64 ans	59,5 - 64,5	5,0	62,00	1214	1125	826	1216	1124	828	1210	1119	825	1214	1123	827
65-69 ans	64,5 - 69,5	5,0	67,00	1784	1670	1145	1788	1668	1147	1777	1658	1142	1784	1665	1146
70-74 ans	69,5 - 74,5	5,0	72,00	2661	2431	1695	2677	2425	1634	2659	2408	1625	2669	2418	1631
75-79 ans	74,5 - 79,5	5,0	77,00	3912	3468	2553	3891	3468	2587	3873	3448	2569	3871	3453	2579
80-84 ans	79,5 - 84,5	5,0	82,00	5563	4928	3953	5576	4939	3932	5616	4945	3915	5530	4904	3912
85-89 ans	84,5 - 89,5	5,0	87,00	7360	6488	5706	7361	6514	5658	7361	6514	5658	7361	6514	5658
90-94 ans	89,5 - 94,5	5,0	92,00	8868	8012	7612	8868	8012	7612	8868	8012	7612	8868	8012	7612
95 a. ou +	94,5 ou +	5,0	97,00	9719	9183	9120	9719	9183	9120	9719	9183	9120	9719	9183	9120
SEXE FEMININ															
0 an	0,0 - 1,0	1,0	0,50	438	158	63	451	159	63	451	159	63	455	159	63
1-4 ans	1,0 - 5,0	4,0	3,00	90	28	12	87	28	12	87	28	12	87	28	12
5-9 ans	5,0 - 9,5	4,5	7,25	26	15	7	26	15	7	26	15	7	26	15	7
10-14 ans	9,5 - 14,5	5,0	12,00	26	13	8	26	13	8	26	13	8	26	13	8
15-19 ans	14,5 - 19,5	5,0	17,00	41	26	16	42	26	16	42	26	16	42	26	16
20-24 ans	19,5 - 24,5	5,0	22,00	65	31	22	65	31	21	65	31	21	65	31	21
25-29 ans	24,5 - 29,5	5,0	27,00	81	34	27	80	34	27	80	34	27	80	34	27
30-34 ans	29,5 - 34,5	5,0	32,00	99	45	34	98	46	33	98	46	33	98	46	33
35-39 ans	34,5 - 39,5	5,0	37,00	124	66	48	125	66	49	125	66	49	125	66	49
40-44 ans	39,5 - 44,5	5,0	42,00	160	103	68	161	103	67	161	103	67	161	103	67
45-49 ans	44,5 - 49,5	5,0	47,00	232	152	102	233	152	103	232	152	103	233	152	103
50-54 ans	49,5 - 54,5	5,0	52,00	334	239	149	333	233	150	333	232	150	333	233	150
55-59 ans	54,5 - 59,5	5,0	57,00	477	321	218	476	323	218	475	323	218	476	323	218
60-64 ans	59,5 - 64,5	5,0	62,00	718	491	312	716	491	313	714	490	313	716	491	313
65-69 ans	64,5 - 69,5	5,0	67,00	1148	795	467	1146	793	465	1140	790	464	1144	792	465
70-74 ans	69,5 - 74,5	5,0	72,00	1885	1356	802	1881	1348	769	1869	1341	766	1877	1346	768
75-79 ans	74,5 - 79,5	5,0	77,00	3048	2325	1428	3021	2311	1446	3001	2296	1438	3010	2305	1444
80-84 ans	79,5 - 84,5	5,0	82,00	4600	3718	2650	4574	3698	2621	4568	3679	2603	4545	3681	2613
85-89 ans	84,5 - 89,5	5,0	87,00	6490	5554	4429	6488	5510	4390	6479	5464	4380	6465	5465	4364
90-94 ans	89,5 - 94,5	5,0	92,00	8306	7561	6717	8306	7561	6717	8306	7561	6717	8306	7561	6717
95 a. ou +	94,5 ou +	5,0	97,00	9513	9154	8804	9513	9154	8804	9513	9154	8804	9513	9154	8804

Le quotient de mortalité relatif à chaque intervalle, selon les tables Vallin-Meslé, est le complément à 1 du produit des probabilités de survie par mi-année et année d'âge comprises dans l'intervalle. Les probabilités de survie mi-annuelles sont supposées être égales à la racine carrée de la probabilité de survie annuelle. Le quotient d'après le taux de mortalité, par le quotient annuel moyen figurant dans les dernières colonnes du tableau 1, est le complément à 1 de la différence à 1 du quotient annuel moyen, élevée à la puissance 1, 4, 4,5 ou 5, selon le nombre d'années d'âge compris dans l'intervalle (cf. col. Amplitude). Le quotient annuel moyen utilisé ci-dessus est approximé par le calcul suivant : $[\text{taux} + (\text{taux}/(1+0,5^* \text{taux}))]/2$ (à 0 an $[\text{taux}/(1+0,7^* \text{taux})]$). Le quotient d'après le taux de mortalité, selon la formule traditionnelle, résulte de l'application de la formule $[(a^* \text{taux})/(1+0,5^* a^* \text{taux})]$, dans laquelle a désigne le nombre d'années d'âge compris dans l'intervalle auquel se rapporte le taux (cf. col. Amplitude). A 0 an, le dénominateur $(1+0,5^* a^* \text{taux})$ est remplacé par $(1+0,7^* \text{taux})$. Quotient d'après le taux de mortalité, selon la formule proposée par REED et MERRELL : différence entre 1 et le nombre e élevé à la puissance p avec p égal à $[-(a^* \text{taux}) - 0,008^*(a \text{ élevé au cube})^*(\text{taux élevé au carré})]$, a désignant le nombre d'années compris dans l'intervalle d'âge du taux (cf. col. Amplitude). Cette formule, établie d'après des données d'observation analysées par REED et MERRELL (The American Journal of Hygiene, vol. 30, n° 2, septembre 1939), est reproduite et commentée par R. Pressat dans son ouvrage sur L'analyse démographique (Presses universitaires de France, Paris, 1983), pages 123, 124 et 285-291.

FIGURE 3 - FRANCE 1950-1990 - SEXE MASCULIN
 QUOTIENTS DE MORTALITÉ À 0 AN, 1-4 ANS ET QUINQUENNAUX D'APRÈS LES TABLES VALLIN-MESLÉ
 ET PAR CONVERSION DES TAUX DE MORTALITÉ À 0 AN, 1-4 ANS ET QUINQUENNAUX

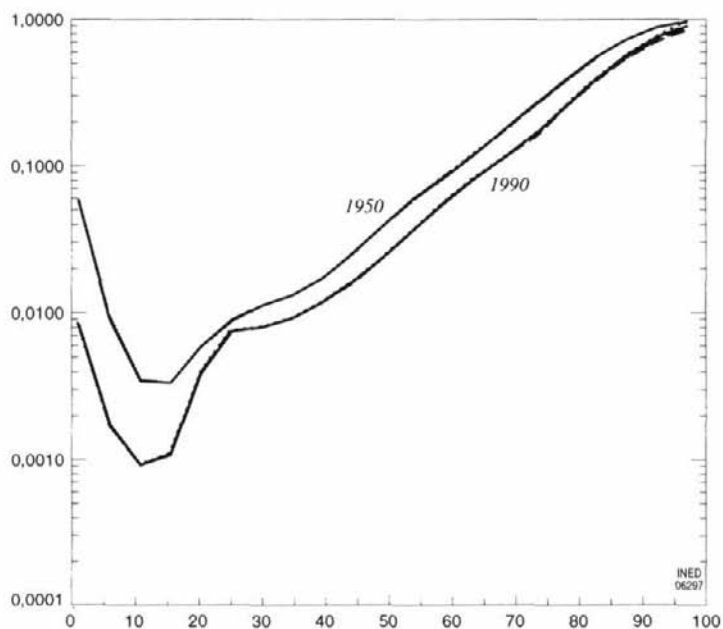
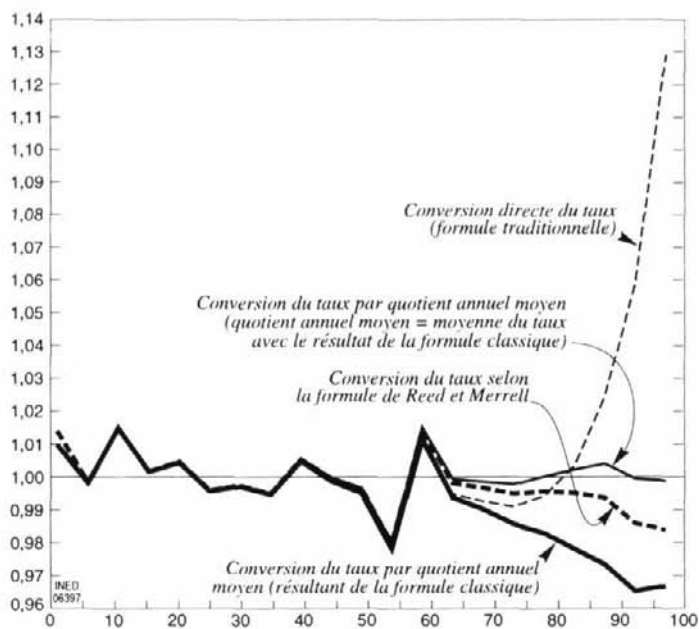


FIGURE 4 - FRANCE 1970 - SEXE MASCULIN
 RAPPORT DES QUOTIENTS DE MORTALITÉ PAR CONVERSION DU TAUX (SELON DIVERSES MÉTHODES)
 AU QUOTIENT DANS LE MÊME INTERVALLE D'APRÈS LES TABLES VALLIN-MESLÉ, À 0 AN, À 1-4 ANS
 ET PAR GROUPE D'ÂGE QUINQUENNAUX



quotient pluriannuel « vrai » jusqu'à 80-85 ans. L'application de la formule de Reed et Merrell donne de bons résultats jusqu'au dessus de 90 ans. Quant au quotient pluriannuel résultant de la nouvelle évaluation du quotient annuel moyen, il apparaît le plus proche du quotient vrai dont il ne s'éloigne guère jusqu'au plus grand âge. En 1970, pour le sexe féminin, et en 1990, pour les deux sexes, le taux semble sous-estimé au-dessus de 90 ans par rapport au quotient résultant des tables élaborées par J. Vallin et F. Meslé. Peut être s'agit-il d'une extrapolation « pessimiste » de la mortalité au-dessus de 90 ans dans les tables Vallin-Meslé. En tout cas, la formule de Reed et Merrell et celle résultant de la nouvelle évaluation du quotient annuel moyen, apparaissent comme les meilleures approximations possibles, avec un avantage pour la formule avec la nouvelle évaluation du quotient annuel moyen, avantage que nous ne sommes guère en mesure d'expliquer.

Taux tous âges, quotient tous âges, survie tous âges et espérance de vie. Le paradoxe de la mesure de la mortalité :

Malgré les distorsions apparaissant aux âges élevés, taux et quotient sont suffisamment proches pour que le quotient remplace le taux dans les indicateurs généraux de la mortalité où celui-ci intervient.

Le tableau 3 présente ces indicateurs pour la population française, depuis 1950.

L'inverse de l'espérance de vie est un taux de mortalité tous âges accordé aux survivants de la table de mortalité perspective annuelle.

Deux taux comparatifs figurent sur le tableau 3, l'un calculé à partir des taux quinquennaux de la statistique française appliqués aux survivants de la table de mortalité perspective masculine en 1950, l'autre par application aux mêmes effectifs des taux par âge évalués d'après les quotients. Ils sont naturellement très proches l'un de l'autre.

De même que l'inverse de l'espérance de vie correspond à un taux de mortalité tous âges accordé aux survivants de la table perspective annuelle, on peut constater que l'inverse de l'espérance de vie augmentée de 0,5 an correspond à un quotient de mortalité tous âges (quotient moyen accordé aux survivants aux âges exacts de la table de mortalité annuelle). Dès lors, on peut y associer un quotient comparatif basé sur une population-type, correspondant aux survivants aux âges exacts de la table masculine 1950.

Les principaux résultats sont tracés sur la figure 5 pour le sexe masculin. Taux comparatifs (un seul des deux taux comparatifs est repris sur la figure 5) et quotient comparatif dessinent pratiquement la même courbe, tandis que taux et quotient tous âges accordés aux survivants de la table de mortalité annuelle, restent très proches l'un de l'autre (le quotient tous âges est absent de la figure 5 pour alléger celle-ci). L'évolution des premiers indicateurs est beaucoup plus ample et plus contrastée que celle des seconds (inverse de l'espérance de vie) : les taux et quotient comparatifs sont beaucoup plus sensibles à l'évolution de la mortalité que l'espérance de vie (ou son inverse), qu'il s'agisse de la conjoncture ou du long terme.

L'élaboration du quotient « tous âges » de mortalité suggère qu'il existe une survie tous âges strictement complémentaire à 1. Le tableau 3 présente la survie « tous âges » accordée aux survivants aux âges exacts de la table de mortalité annuelle $[(E0-0,5)/(E0+0,5)]$; ainsi que la survie comparative par application des probabilités annuelles de survie à une population-type, celle des survivants aux âges exacts de la table masculine 1950. D'après les taux ou quotient comparatifs, la mortalité masculine a baissé de quelque 40 % entre 1950 et 1990..., mais la survie comparative n'a augmenté que de 0,6 % (pour le sexe féminin, les premiers affichent une diminution de 57 %, et la seconde une progression de 0,6 %). On est là au cœur d'un paradoxe de la mesure de la mortalité : selon qu'elle est

TABLEAU 3 - FRANCE 1950-1992 - INDICATEURS GÉNÉRAUX DE MORTALITÉ PAR SEXE
(ESPÉRANCE DE VIE EN ANNÉES ET TAUX, QUOTIENT OU SURVIE POUR 10 000)

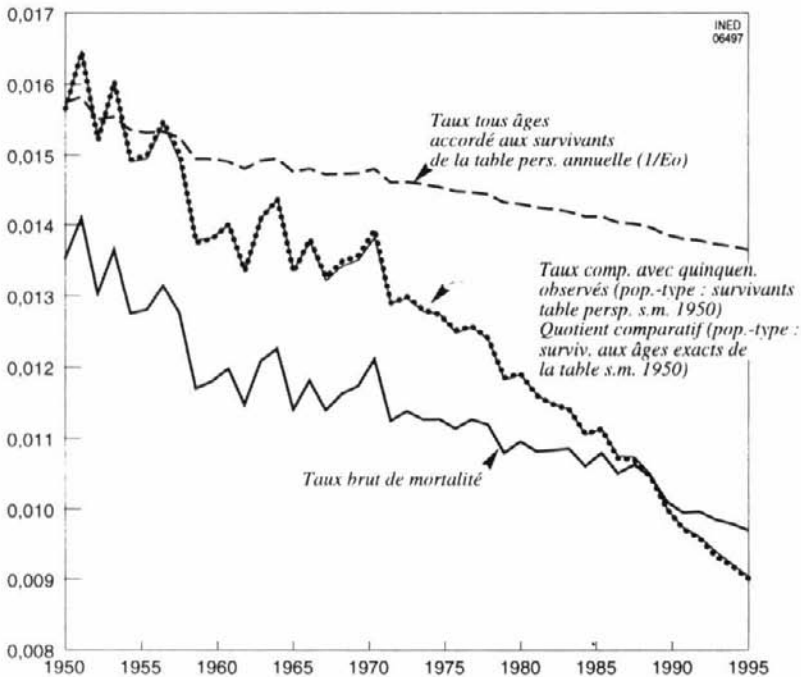
INDICATEUR DE MORTALITE	1950	1960	1970	1980	1990	1991	1992	Variation 1950-90
SEXE MASCULIN								
espérance de vie en années (E0)	63,43	67,01	68,38	70,20	72,74	72,91	73,18	14,7%
taux de mortalité tous âges (taux moyen) :								
- accordé aux survivants de la tab. persp. annuelle (1/E0)	158	149	146	142	137	137	137	-12,8%
- brut (par sexe)	135	120	113	108	99	98	97	-27,1%
- comparatif avec taux quinquen. observés (pop.type : survi. tab. persp. S.M. 1950)	157	140	129	115	93	92	90	-40,4%
- comparatif avec taux par âge évalués d'après les quotients (même pop. type)	158	141	129	114	93	91	90	-40,9%
quotient de mortalité tous âges (quotient moyen) :								
- accordé aux survivants aux âges exacts de la tab. de mort. annuelle [1/(E0+0,5)]	156	148	145	141	137	136	136	-12,7%
- comparatif (pop. type : survivants aux âges exacts de la table S.M. 1950)	156	140	129	115	94	92	90	-39,9%
survie tous âges (survie moyenne) :								
- accordée aux surviv. aux âges exacts de la tab. de mort. annu. [(E0-0,5)/(E0+0,5)]	9844	9852	9855	9859	9863	9864	9864	0,2%
- comparative (pop. type : survivants aux âges exacts de la table S.M. 1950)	9844	9860	9871	9885	9906	9908	9910	0,6%
SEXE FEMININ								
espérance de vie en années (E0)	69,16	73,53	75,80	78,37	80,90	81,06	81,32	17,0%
taux de mort. tous âges (taux moyen) :								
- accordé aux survi. de la tab. persp. annuelle (1/E0)	145	136	132	128	124	123	123	-14,5%
- brut (par sexe)	121	108	101	95	87	86	85	-27,9%
- comparatif avec taux quinquen. observés (pop.type : survi. tab. persp. S.M. 1950)	107	86	73	59	46	45	44	-57,3%
- comparatif avec taux par âge évalués d'après les quotients (même pop. type)	108	87	72	58	45	44	43	-57,9%
quotient de mortalité tous âges (quotient moyen) :								
- accordé aux survivants aux âges exacts de la tab. de mort. annuelle [1/(E0+0,5)]	144	135	131	127	123	123	122	-14,4%
- comparatif (pop. type : survivants aux âges exacts de la table S.M. 1950)	108	87	73	59	46	45	44	-57,0%
survie tous âges (survie moyenne) :								
- accordée aux survi. aux âges exacts de la tab. de mort. annu. [(E0-0,5)/(E0+0,5)]	9856	9865	9869	9873	9877	9877	9878	0,2%
- comparative (pop. type : survivants aux âges exacts de la table S.M. 1950)	9892	9913	9927	9941	9954	9955	9956	0,6%

appréciée par la diminution des taux ou des quotients, ou par la progression des probabilités de survie, son tracé peut être radicalement différent : selon les taux et quotient comparatif, la mortalité a été divisée par deux entre 1950 et 1990, tandis que la progression de la survie « moyenne » est à peine sensible.

D'après le modèle du taux ou du quotient comparatif, à chaque âge, les individus bénéficient de la totalité de la diminution de la mortalité à l'âge observé, sans considération du fait qu'en bénéficiant de la baisse de la mortalité aux âges antérieurs, ils sont plus nombreux à être soumis au risque de décéder à cet âge : la mesure de la baisse de la mortalité tous âges est ainsi maximisée. Dans le modèle complémentaire de la survie comparative, à chaque âge, les individus bénéficient de la progression de la probabilité de survie à l'âge observé, sans considération du fait qu'ils sont plus nombreux à bénéficier de

cette progression en raison même de l'accroissement de la probabilité de survie aux âges antérieurs : la mesure de la progression de la survie tous âges est ainsi minimisée.

FIGURE 5 - FRANCE 1950-1992 - SEXE MASCULIN
TAUX ET QUOTIENT DE MORTALITÉ TOUS ÂGES (POUR 1) :
T. BRUT, T. ACCORDÉ AUX SURVIVANTS DE LA TABLE DU MOMENT,
T. ET Q. COMPARATIFS ACCORDÉS AUX SURVIVANTS DE LA TABLE S.M. 1950



Dans le modèle de la table de mortalité, l'effectif des survivants à chaque âge résulte du produit des probabilités de survie aux âges antérieurs et, d'une table à l'autre, au fil du temps, cet effectif s'accroît à la mesure de la progression de la probabilité de survie de la naissance à l'âge observé. Aussi, l'espérance de vie, somme des survivants à 0,5 près, est-elle, d'une table à l'autre, multipliée par un coefficient égal à l'unité augmentée de la progression moyenne de la probabilité de survie de la première table à la seconde.

Les probabilités de survie ici considérées se rapportent toutes à un intervalle d'âge commençant à la naissance ; les limites supérieures sont 1 an, puis 2 ans et ainsi de suite jusqu'au dernier âge de survie. On mesure la progression de la probabilité de survie, d'une table à l'autre, pour un même intervalle d'âge, par le rapport de la seconde à la première, diminué d'une unité. On mesure la progression relative de l'espérance de vie en faisant la moyenne pondérée des précédentes valeurs, les coefficients de pondération étant les survivants de la première table de mortalité. Nous sommes ainsi ramenés au modèle de la survie comparative, les probabilités de survie considérées à chaque âge n'étant plus les probabilités annuelles, mais les probabilités embrassant l'ensemble des âges antérieurs (0-1 an, puis 0-2 ans, puis 0-3 ans, etc.) ou, plus précisément, pour chaque intervalle, le rapport entre probabilités de survie, de la seconde table à la première. De 1950 à 1990, pour le sexe masculin, l'espérance de vie a augmenté de 14,7% (tableau 3) : la probabilité de survie aux âges de 0-1 an, 0-2 ans, 0-3 ans, etc. a donc progressé en moyenne de 14,7%. Nous sommes

très au-dessus de l'accroissement marqué par la survie comparative, qui est seulement de 0,63%, soit 23 fois moindre ; et plus encore au dessus de l'accroissement montré par la survie tous âges non comparative, qui est de 0,19%, soit 70 ou 75 fois moindre.

Comme nous l'avons vu ci-dessus, l'augmentation relative de l'espérance de vie représente une moyenne de l'accroissement relatif des probabilités de survie se rapportant aux intervalles 0-1 an, 0-2 ans, 0-3 ans.... Ces intervalles d'âge sont d'étendue très diverses - allant d'une à plus de cent années - , les valeurs de l'accroissement relatif des probabilités de survie sont très variées et il en est de même des survivants-coefficients de pondération. Pour le sexe masculin, de 1950 à 1990, l'espérance de vie a augmenté de 14,7%, et il en est évidemment de même, en moyenne, pour la probabilité de survie dans chacun des intervalles 0-1 an, 0-2 ans, 0-3 ans, etc., ce qui correspond à un accroissement relatif moyen de 0,52% par année d'âge dans chaque intervalle, avec une étendue moyenne égale à 26,5 ans par intervalle.

On pourrait croire que la table de mortalité tende surtout à réduire l'augmentation de la probabilité de survie annuelle moyenne au fil du temps, par le vieillissement des survivants (à l'instar du taux brut de mortalité dans une population vieillissante); on observe effectivement que l'accroissement de la survie tous âges non comparative est très inférieure à la survie comparative (tableau 3). Mais, dès lors que l'on compare directement l'évolution de la survie comparative et celle de l'espérance de vie, on constate que la table de mortalité élargit considérablement la variation mesurée de la probabilité de survie, en portant cette mesure sur un intervalle comprenant un grand nombre d'années d'âge, en sorte que la variation de la probabilité de survie est, non pas réduite, mais multipliée.

L'espérance de vie somme les probabilités de survie de la naissance aux différents âges anniversaires, jusqu'à l'âge de longévité maximale. La probabilité de survie attachée à chaque âge est ainsi contractée : par exemple, en 1950, les probabilités annuelle de survie masculine entre la naissance et 76 ans sont chacune supérieures à 0,91 tandis que la probabilité de survie pour l'ensemble de l'intervalle, de la naissance à 76 ans, s'abaisse à 0,33 ; en 1990, ces valeurs deviennent 0,95 et 0,52. La variation des probabilités de survie par intervalle pluriannuel commençant à la naissance est cependant beaucoup plus ample que celle des probabilités de survie par année d'âge : de 1950 à 1990, la probabilité de survie masculine de la naissance à 76 ans s'accroît de 60% et les probabilités de survie annuelles comprises dans l'intervalle, en moyenne, de ...moins de 1%. En valeur relative, la progression de l'espérance de vie est égale à l'accroissement de la probabilité de survie annuelle moyenne multipliée par l'étendue moyenne des intervalles compris entre la naissance et les différents âges.

Surmortalité masculine :

La surmortalité masculine tous âges est généralement appréciée, soit par l'écart entre les espérances de vie féminine et masculine, ou encore par le rapport de la première à la seconde, soit par le rapport du taux comparatif masculin au taux comparatif féminin.

Ces indicateurs de la surmortalité masculine peuvent donner des profils évolutifs différents. L'écart entre espérances de vie est pratiquement constant depuis 1980, alors même que le rapport de surmortalité masculine, d'après les taux ou quotient comparatifs, continue d'augmenter après 1980, même si sa montée ralentit (tableau 4).

Le rapport du taux comparatif masculin au taux comparatif féminin est égal à la moyenne pondérée des rapports des taux par âge, les coefficients de pondération étant les décès féminins par âge dans la population-type. Formellement, cette mesure de la surmortalité masculine tous âges présente un double inconvénient.

D'une part, cette mesure se réfère à une population-type invariable, alors même que la baisse de la mortalité des deux sexes favorise un constant vieillissement de la population.

L'effet de ce vieillissement sur l'évolution de la surmortalité masculine tous âges n'est d'ailleurs pas évident, le surcroît de mortalité des hommes étant, pour les personnes âgées, relativement faible, mais fortement croissant.

TABLEAU 4 : FRANCE 1950-1992 – ÉCART DES ESPÉRANCES DE VIE PAR SEXE ET RAPPORT DE SURMORTALITÉ SELON DIVERS INDICATEURS

INDICATEUR DE MORTALITE	1950	1960	1970	1980	1990	1991	1992	Variation 1950-90
espérance de vie en années (E0)	Différence entre espérances de vie féminine et masculine 5,73 6,52 7,42 8,17 8,16 8,15 8,14							42,5%
	Rapport de surmortalité masculine							
taux de mortalité tous âges (taux moyen) :								
- accordé aux surviv. de la table persp. annuelle (1/E0)	1,09	1,10	1,11	1,12	1,11	1,11	1,11	24,2%
- brut (par sexe)	1,12	1,11	1,11	1,14	1,13	1,14	1,14	10,3%
- comparatif avec taux quinquennaux observés (pop.type : survivants table persp. S.M. 1950)	1,46	1,62	1,78	1,95	2,04	2,05	2,06	124,7%
- comparatif avec taux par âge évalués d'après les quotients (même population type)	1,47	1,62	1,78	1,96	2,06	2,06	2,07	127,1%
quotient de mortalité tous âges (quotient moyen) :								
- accordé aux survivants aux âges exacts de la table de mortalité annuelle [1/(E0+0,5)]	1,09	1,10	1,11	1,12	1,11	1,11	1,11	24,4%
- comparatif (population type : survivants aux âges exacts de la table S.M. 1950)	1,45	1,60	1,76	1,93	2,03	2,03	2,04	128,1%
survie tous âges (survie moyenne) :								
- accordée aux survivants aux âges exacts de la table de mortalité annuelle [(E0-0,5)/(E0+0,5)]	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	6,2%
- comparative (population type : survivants aux âges exacts de la table S.M. 1950)	1,00	1,01	1,01	1,01	1,00	1,00	1,00	-2,6%
Table de mortalité annuelle féminine ou masculine, avec rapport constant entre quotients des deux sexes, tel que l'écart entre espérances de vie soit celui observé :								
- Rapport basé sur les quotients par âge féminins	1,46	1,67	1,85	2,07	2,15	2,15		152,4%
- Rapport basé sur les quotients par âge masculins	1,45	1,62	1,75	1,89	1,95	1,93		110,2%
- Moyenne des deux rapports précédents	1,45	1,65	1,80	1,98	2,05	2,04		131,5%

D'autre part, et surtout, cette mesure de la surmortalité masculine tous âges ne renseigne guère sur l'évolution de la surmortalité absolue du sexe masculin. On observe, en effet, que la différence entre taux comparatifs féminin et masculin est parvenue à un haut plateau de 1963 à 1979 (différence égale à 5,7 ou 5,8 pour 1 000, sauf exceptions), puis a diminué régulièrement depuis 1980 (4,6 pour 1 000 en 1992). Dans le même temps, le rapport des taux comparatifs a continué sa progression, s'élevant de 1,95 en 1979 à 2,06 en 1992.

A vrai dire, malgré ces réserves, le rapport des taux comparatifs par sexe reste un excellent indicateur synthétique de la surmortalité masculine *relative*. Il constitue la réponse pertinente à la question suivante : la mortalité (mesurée par le taux ou le quotient) variant avec l'âge, quelle serait la surmortalité masculine *relative* si celle-ci était indépendante de l'âge (constante à tout âge) ? Nous observerons ci-dessous que cette mesure de la surmortalité masculine est, en pratique, peu sensible au choix de la population-type, dès lors que celle-ci est plus ou moins accordée à la structure de la mortalité selon l'âge (pas trop éloignée de la population stationnaire liée à la mortalité de l'un ou l'autre sexe, avec un effectif annuel constant de naissances).

Les démographes n'ont pas adopté la différence entre taux comparatifs de mortalité par sexe comme indicateur de surmortalité masculine, sans doute parce qu'elle dépend du choix de la population-type. En revanche, une autre mesure absolue de l'inégalité des sexes, l'écart entre les espérances de vie, a été retenue. En France, la différence entre taux

comparatifs décline depuis 1980 tandis l'écart entre espérances de vie ne varie guère. On retrouve ici l'effet des deux modèles de mesure de la mortalité.

La différence entre taux comparatifs par sexe cumule les différences par âge (sans autre réduction que les invariables coefficients de pondération par âge, induits par la population-type). Notons qu'elle est pratiquement identique à la différence entre quotients comparatifs ou survies comparatives par sexe.

Quant à l'écart entre espérances de vie, il résulte d'une opération complexe. Cet écart peut être considéré, soit comme un accroissement de l'espérance de vie du sexe masculin au sexe féminin, soit réciproquement comme une réduction. Il dépend tout à la fois de la proportion de survivants (de sexe masculin *ou* de sexe féminin) à chaque âge et des différences entre probabilités annuelles de survie (ou entre quotients de mortalité) selon le sexe. S'il n'y a aucune variation des différences entre quotients au fil du temps, l'écart ne reste pas constant, mais il est agrandi par la progression des effectifs de survivants. Ainsi, l'accroissement de l'espérance de vie favorise celui de l'écart entre les deux sexes lorsque les différences entre quotients ne varient pas. On comprend dès lors que la constance de l'écart correspond à une diminution des différences entre quotients : de 1980 à 1990, le maintien de l'écart entre espérances de vie rend compte d'une diminution relative des différences entre quotients (ou entre probabilités annuelles de survie) de 13,5%.

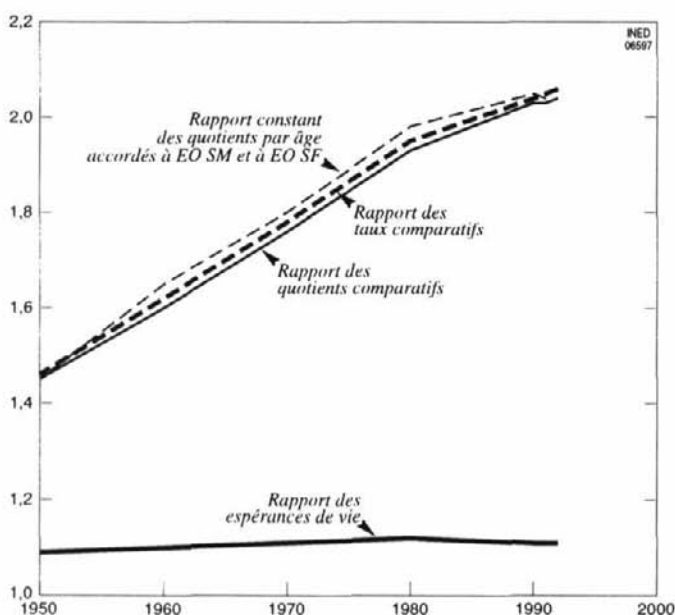
En résumé, la différence entre taux comparatifs par sexe exprime la surmortalité masculine absolue moyenne par âge (ou encore la surmortalité absolue qu'on observerait à tout âge si elle était indépendante de l'âge) ; elle dépend du choix de la population-type, mais ses résultats sur une longue période restent comparables. L'écart entre espérances de vie, autre mesure absolue de l'inégalité des sexes, a un caractère relatif : il est constamment élevé par la montée des survivants, qui joue comme un levier, constamment élevé par la progression de l'espérance de vie, de sorte que sa constance correspond à une diminution de la différence entre les quotients de mortalité des deux sexes par âge.

Depuis vingt ou trente ans, les démographes utilisent un nouvel indicateur synthétique de la surmortalité masculine, le rapport de l'espérance de vie féminine à l'espérance masculine. Cet indicateur, supérieur à 1, correspond, en fait, au rapport entre taux de mortalité masculine et féminine tous âges (accordés, pour chaque sexe, aux survivants de la table de mortalité perspective). Sa valeur est voisine de celle montrée par le rapport entre les taux bruts des deux sexes : en 1950, respectivement 1,09 et 1,12 ; en 1992 1,11 et 1,14. Les effectifs concernés varient au fil des ans, qu'il s'agisse des survivants de la table de mortalité ou de la population française. Dans les deux cas (« population » des tables perspectives par sexe et population de la France par sexe), la population féminine est, en moyenne, plus âgée que la population masculine, justement sous l'effet de la surmortalité masculine; de sorte que le rapport calculé dans les deux cas exprime une surmortalité nécessairement résiduelle.

En fait, le rapport de l'espérance de vie féminine à l'espérance masculine est une réponse pertinente à la question suivante : si la mortalité par sexe, mesurée par le taux, était indépendante de l'âge, quel serait le rapport de surmortalité masculine *relative*?

En conservant la variation de la mortalité avec l'âge, les moyens de calcul actuels rendent très aisée l'évaluation d'un rapport de surmortalité masculine constant entre quotients masculin et féminin par âge, tel que son application permette de reproduire les espérances de vie de chaque sexe et leur écart. Cette estimation est en fait basée, soit sur les quotients féminins effectifs qui sont conservés, soit sur les quotients masculins, en sorte que deux rapports de surmortalité peuvent être évalués. Ces rapports, ainsi que leur moyenne, figurent au bas du tableau 4.

FIGURE 6 - FRANCE 1950-1992
 RAPPORT DE SURMORTALITÉ MASCULINE TOUS ÂGES



Les principaux résultats sont repris sur la figure 6. La surmortalité masculine est quasiment inexistante, selon le rapport des « survies tous âges »; et par surcroît, selon les « survies comparatives », cette surmortalité négligeable aurait même baissé entre 1950 et 1990 (tableau 4). La surmortalité, selon le rapport des espérances de vie, est faible (de l'ordre de 10 %) et son évolution est peu marquée (figure 6). Les surmortalités mesurées par les taux et quotient comparatifs restent très proches les unes des autres entre 1950 et 1992, marquant une progression très forte entre 1950 et 1980, ralentie entre 1980 et 1990. Elle plafonnera au cours de la présente décennie, et sans doute régressera. Sur la figure 6, est reproduit également le rapport constant entre quotients des deux sexes, tel que l'écart entre espérances de vie soit celui observé (ou plutôt, la moyenne des deux rapports que cette méthode permet d'évaluer). Cette mesure de la surmortalité masculine ne diffère guère des rapports résultant des taux et quotient comparatifs. D'une certaine manière, le rapport de surmortalité traditionnel d'après les taux comparatifs est validé, mais la nouvelle évaluation proposée s'affranchit de toute hypothèse relative à la population-type. C'est là un argument qui devrait permettre la généralisation de son usage.

Conclusions

Au terme de ce parcours, il apparaît que quotient annuel et taux annuel ou pluriannuel sont finalement de même nature. La principale différence résidant, non pas dans la population de référence (population à l'entrée de l'intervalle d'âge pour le quotient et population moyenne pour le taux), mais dans le fait que le taux s'inscrit toujours dans la durée d'observation (l'année civile), tandis que le quotient embrasse une durée chronologique égale au nombre d'années comprises dans l'intervalle d'âge. Il en résulte que tout taux est comparable à un quotient annuel, et seulement à un quotient annuel, que l'intervalle d'âge soit d'une ou de plusieurs années (il se compare au quotient annuel moyen, dans ce dernier cas). La nouvelle formule de conversion du taux en quotient proposée est adaptée à la situation française et sa fiabilité reste à vérifier dans diverses populations.

Le quotient « comparatif » est pratiquement identique au taux comparatif, mais il suggère une survie comparative. Quotient et survie « comparatifs » sont complémentaires (somme égale à 1), et le recul du premier au fil des ans est strictement égal à la progression de la seconde : ils tracent cependant deux évolutions dissemblables avec un fort recul de la mortalité et une progression extrêmement faible de la survie. Il y a là un véritable paradoxe de la mesure de la mortalité, qui n'est pas sans effet sur la mesure de l'espérance de vie (cf. bibliographie, 2ème et 3ème références).

Quant à l'espérance de vie, sa progression est, elle-même, assimilable à celle d'une survie comparative (multipliée), les probabilités annuelles de survie étant remplacées par des probabilités pluriannuelles, ou, plus précisément, par le rapport entre ces probabilités, d'une table de mortalité à l'autre.

Les indicateurs de surmortalité masculine sont divers et le profil de leur évolution au fil du temps peut différer : au cours des quinze dernières années, l'écart entre espérances de vie est resté constant en France, la différence entre taux comparatifs a diminué et la surmortalité mesurée par le rapport des taux, ou des quotients, a continué sa progression, tandis que le rapport entre espérances de vie diminuait quelque peu. Ces contradictions ne sont qu'apparentes : l'écart entre espérances de vie dépend de la progression générale de l'espérance de vie ; la diminution de la surmortalité masculine absolue, révélée par les taux comparatifs, ignore l'effet du vieillissement des « survivants » entraîné par la baisse de la mortalité. Quant à la surmortalité masculine relative, ses deux expressions principales doivent être distinguées.

Le rapport entre taux ou quotients comparatifs exprime, de manière approximative, ce que serait la surmortalité masculine relative invariable avec l'âge (indépendante de l'âge), avec une mortalité par sexe variant avec l'âge. Le rapport de surmortalité, sous ces hypothèses, est très sensible, et il peut être calculé directement d'après les tables de mortalité masculine et féminine. Ce nouvel indicateur de la surmortalité masculine relative, proposé ci-dessus, a l'avantage de ne prendre en considération aucune population-type.

Le rapport entre espérances de vie féminine et masculine exprime la surmortalité masculine relative sous l'hypothèse d'une mortalité par sexe invariable avec l'âge, indépendante de l'âge. La mesure de la surmortalité masculine relative, ainsi minimisée, est peu sensible.

BIBLIOGRAPHIE SUCCINCTE

PRESSAT R., 1983, « L'analyse démographique », PUF, Paris.

NIZARD A. et BOURGOIN N., 1994, « Sur l'évolution de la mortalité au troisième âge et aux âges antérieurs », *Gérontologie et Société*, n° 71, décembre 1994, Paris.

BOURGOIN N. et NIZARD A., 1995, « La survie des personnes âgées », « *Population et Sociétés* », n° 302, juin 1995, INED, Paris.

DEJIAN LAI, ROBERT J. HARDY, SHAN P. TSAI, 1996, « Statistical analysis of the standardized mortality ratio and life expectancy », *American Journal of Epidemiology*, vol. 143, n° 8, The Johns Hopkins University School of Hygiene and Public Health.

Nota bene :

Les tables de mortalité élaborées par J. Vallin et F. Meslé, utilisées dans la présente communication, ont fait l'objet d'une publication, relativement ancienne :

VALLIN J., 1973, « La mortalité par génération en France, depuis 1899 », INED, Travaux et documents, n° 63, Paris.

Ces tables sont régulièrement mises à jour et déposées à la documentation de l'INED.

Les sources des autres données utilisées (population moyenne et décès par groupe d'âge) sont l'INSEE et l'INSERM.