

Principaux indicateurs de mortalité

Source : Inserm - CépiDc - IFR69

(Michel E., Jouglu E., Hatton F., Chérié-Challine L.)

Le «certificat et le bulletin de décès

Les indicateurs présentés :

Sommaire :

I - Effectif de décès

II - Taux brut de mortalité

III - Taux spécifiques de mortalité

IV - Taux standardisés

1 - Standardisation directe (taux comparatif)

2 - Standardisation indirecte (SMR)

3 - Comparaison des deux méthodes

V - Indice de surmortalité

VI - Part d'une cause (%)

VII - Années potentielles de vie perdues (APVP)

Annexe : Populations de référence européenne et mondiale

Bibliographie

*Cette brochure a pour objectif de décrire les principaux indicateurs utilisés en épidémiologie descriptive pour analyser les causes médicales de décès (3) .
Les indicateurs de mortalité peuvent répondre à des objectifs différents. Ils permettent notamment d'évaluer l'état de santé d'une population, d'aider à la décision et de classer les problèmes de santé pour déterminer les priorités en santé publique.*

▣ Le «certificat et le bulletin» de décès

Historique. C'est en 1937 qu'a été mis en service, en France, un certificat médical individuel et confidentiel (formulaire bleu), obligatoirement rédigé par un médecin et venant s'adjoindre au bulletin de décès (formulaire vert), rendu anonyme à la fin de l'année 1937. Ces deux documents étaient expédiés par la mairie au médecin-inspecteur d'hygiène qui avait la charge de transcrire sur le bulletin anonyme la cause de décès mentionnée sur le certificat. Les bulletins ainsi complétés étaient centralisés à la Statistique générale de la France qui assurait le codage des informations démographiques et médicales et publiait les résultats.

État actuel. A l'occasion du décès d'une personne physique (sauf pour les morts suspectes nécessitant une investigation médico-légale), le médecin établit un certificat de décès qui comporte deux parties

- sur la partie supérieure utilisée pour la déclaration à l'état civil, figurent les nom, pré- nom, âge et domicile du décédé ainsi que plusieurs rubriques concernant les diverses opérations funéraires,
- sur la partie inférieure (anonyme) sont indiquées d'une part la commune et la date de la mort et d'autre part, les causes médicales de décès transcrites en clair par le médecin (cause immédiate, cause initiale (ou principale) ainsi que d'éventuels états associés (pathologiques ou physiologiques). Cette seconde partie est cachetée immédiatement après sa rédaction pour en garantir le caractère confidentiel.

Ce certificat rempli par le médecin qui a constaté le décès, est transmis à la mairie du lieu de décès où la partie nominale est conservée pour dresser les actes d'état civil après avoir été séparée de la partie inférieure cachetée.

Lors de la déclaration du décès, l'officier d'état civil remplit en double une «liasse» de deux documents INSEE (auto reproducteurs): avis de décès N° 7 bis (nominal), bulletin de décès N° 7 (anonyme), formulaires établis à partir des indications fournies par la famille et comportant des renseignements socio-démographiques: domicile, catégorie socio-professionnelle, nationalité, état matrimonial ainsi que la date et le lieu de naissance, la date et le lieu de décès (à l'exclusion de toute information d'identité).

Alors que l'avis 7 bis nominal est adressé à l'INSEE, le bulletin 7 anonyme est agrafé avec la partie inférieure du certificat médical, partie confidentielle toujours cachetée.

Ces documents sont transmis au médecin responsable de la Santé Publique attaché à la Direction Départementale des Affaires Sanitaires et Sociales. Ce médecin de Santé Publique ouvre le certificat, prend connaissance des renseignements médicaux et transmet ensuite les deux documents anonymes au Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès, CépiDc de l'Inserm.

Depuis 1988, la codification, effectuée au CépiDc à l'aide de la Classification Internationale des Maladies (9ème révision), est directement effectuée sur ordinateur et enregistrée, après appariement, sur la banque des données socio-démographiques de l'INSEE, constituée à partir des avis de décès N° 7 bis (à l'exclusion du nom). Ce fichier, bien qu' «anonyme», préserve un caractère «indirectement nominatif» dans la mesure où dates et lieux de domicile et de décès d'une personne permettent de l'identifier.

▣ I - EFFECTIF DE DÉCÈS

L'effectif (ou le nombre) de décès est l'indicateur de mortalité le plus simple. Les effectifs de décès peuvent être analysés toutes causes confondues ou répartis par cause, pour une ou plusieurs années, en fonction des variables enregistrées :

- socio-démographiques (sexe, âge, état matrimonial, catégorie socio-professionnelle, nationalité...) ;
 - géographiques (région, département et commune de domicile ou de décès).
-

▣ II - TAUX BRUT DE MORTALITÉ

Le taux brut de mortalité est un indice utilisé pour décrire la mortalité dans une population en tenant compte de l'effectif de cette population.

Il décrit la mortalité dans la population générale (sans référence particulière à un sous-groupe). Il est calculé en rapportant les décès enregistrés dans la population pendant une période donnée (généralement une année) à l'effectif de cette population. Pour éviter de manipuler des fractions décimales, le taux de mortalité est généralement calculé pour 1.000, 10.000 ou 100.000 habitants.

Taux brut de mortalité pour 1.000 hab	=	Nombre de décès enregistrés dans la population pour une période donnée	
		Effectif de la population pendant la même période	X 1.000

Afin de préserver la confidentialité, les causes médicales de décès au niveau communal ne sont disponibles que pour plusieurs années cumulées.

Le dénominateur (effectif de la population) est un effectif moyen se définissant comme l'effectif au milieu de l'année, ou comme la moyenne des effectifs en début et fin d'année.

Exemple .en 1991, on a enregistré en France 524.685 décès pour une population moyenne de 57 millions d'habitants :

<i>Taux brut</i>		524.685	
<i>pour une cause</i>	=	—————	X 1.000 = 9,2 (pour 1.000 habitants)
<i>pour 100.000 hab</i>		57.000.000	

Si l'on s'intéresse à une cause particulière de décès, le taux brut de mortalité pour cette cause se définit comme suit :

Taux brut pour une cause pour 100.000 hab	=	Nombre de décès dus à cette cause pour une période donnée	
		Effectif de la population pendant la même période	X 100.000

Remarque : Lorsque le taux est calculé sur une population d'effectif faible, il peut être affecté par d'importantes variations aléatoires d'une période à l'autre. Par exemple, il suffit de quelques décès en plus ou en moins dans une zone géographique limitée pour entraîner une importante modification des taux annuels. Dans ce cas, il est recommandé de travailler sur des regroupements d'années. On calcule alors un taux brut moyen annuel de mortalité.

▣ III - TAUX SPÉCIFIQUES DE MORTALITÉ

La mortalité peut également être étudiée en fonction de différentes variables. Les taux de mortalité calculés par sexe, âge, catégorie socio-professionnelle... sont appelés «taux spécifiques».

Si l'on s'intéresse à un sous-groupe particulier de la population, le taux spécifique de ce groupe est mesuré par :

$$\text{Taux spécifique de mortalité pour 1.000 hab} = \frac{\text{Nombre de décès du sous-groupe pour une période donnée}}{\text{Effectif de la population du sous-groupe pendant la même période}} \times 1.000$$

Exemple : en France en 1991, on a enregistré, chez les hommes de 55-64 ans, 39.776 décès pour une population moyenne de 2.839.019 habitants :

$$\begin{array}{l} \text{Taux spécifique} \\ \text{de mortalité} \\ \text{(hommes de 55-64ans)} \end{array} = \frac{39.776}{2.839.019} \times 1.000 = 14,0 \text{ (pour 1.000 habitants)}$$

▣ IV - TAUX STANDARDISÉS

Pour comparer globalement la mortalité dans des populations différentes, on ne peut utiliser le taux brut de mortalité car il ne tient pas compte des différences de structure d'âge de ces populations. Ainsi une région dont la population est âgée peut avoir un taux brut de mortalité relativement élevé uniquement du fait de sa structure d'âge. Pour éliminer cet effet de l'âge, on utilise des taux standardisés.

La standardisation par l'âge est la plus usuelle, mais on peut également standardiser par rapport à d'autres variables comme le sexe, la catégorie socio-professionnelle, etc.

Dans les formules et exemples suivants, la standardisation a été réalisée suivant l'âge.

Il existe deux méthodes principales de standardisation : la standardisation directe et la standardisation indirecte.

▣ 1 - Standardisation directe : taux comparatif (ou méthode de la population-type)

Le taux comparatif de mortalité est défini comme le taux que l'on observerait d. population étudiée si elle avait la même structure d'âge qu'une population de référé (ou population-type). On le calcule en pondérant les taux de mortalité par âge observés dans la sous-population par la structure d'âge de la population de référence.

$$\text{Taux comparatif de mortalité dans la sous-population } j = \sum_{i=1}^n P_i T_{ji}$$

Où:

i : indice de la classe d'âge

n : nombre de classes d'âge

j : indice de la sous-population

***p*_i** : part de la classe d'âge **i** dans la population de référence

***T*_{ji}** : taux de mortalité observé dans la sous-population **j** pour la classe d'âge **i**

Remarque -. La population de référence peut être constituée du regroupement des populations à comparer. Quand on travaille au niveau national, la population total de la France, deux sexes, est souvent utilisée comme population de référence. Dans les comparaisons internationales, on peut standardiser par rapport à la population européenne ou mondiale (cf Annexe)

Procédure de calcul des taux comparatifs (standardisation réalisée suivant l'âge) :

sous-populations	Taux spécifiques de mortalité classe d'âge <i>i</i>				Taux comparatif
	1	2	...	<i>n</i>	
<i>j</i>					
Pop 1	T11	T12	...	T1n	$(P_1 * T_{11}) + (P_2 * T_{12}) \dots + (P_n * T_{1n})$
Pop 2	T21	T22	...	T2n	$(P_1 * T_{21}) + (P_2 * T_{22}) \dots + (P_n * T_{2n})$
...
Pop <i>k</i>	Tk1	Tk2	...	Tkn	$(P_1 * T_{k1}) + (P_2 * T_{k2}) \dots + (P_n * T_{kn})$

Structure de la population-type Part de la classe d'âge <i>i</i>				
1	2	...	<i>n</i>	total
P1	P2	...	Pn	1

Où:

i : indice de la classe d'âge

n : nombre de classes d'âge

j : indice de la sous-population

k : nombre de sous-populations

T_{ji} : taux de mortalité de la sous-population *j* pour la classe d'âge *i* (généralement exprimé pour 100.000 habitants)

P_i : part de la classe d'âge *i* dans la population de référence (structure d'âge de la population-type)

Exemple de calcul des taux comparatifs de mortalité par tumeurs, chez les hommes, en 1990

(standardisation par âge)

Départements	Taux de mortalité par tumeurs chez les hommes en 1990* par classe d'âge											Taux comparatif (pour 100.000)
	<1an	1-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75-84	85 et +	
AIN	0,0	0,0	8,4	5,7	5,5	43,7	222,4	607,8	1246,7	2009,2	3894,4	369,1***
AISNE	26,2	0,0	2,4	7,2	19,9	66,7	325,1	908,5	1459,9	2266,4	3348,3	436,6
...
VAL D'OISE	0,0	10,6	3,5	4,9	13,0	58,2	221,4	729,1	1434,7	2391,6	3724,8	416,3

Structure de la population française au recensement de 1990, deux sexes** Part de la classe d'âge											
<1an	1-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75-84	85 et +	
0,0134	0,0424	0,1344	0,15	0,1517	0,1523	0,1029	0,10516	0,07625	0,05305	0,01827	1

Tableau 2

* Pour 100.000 habitants de sexe masculin et de la classe d'âge considérée

** Population-type

*** $369,1 = (0,0134 * 0,0) + (0,0424 * 0,0) + (0,1344 * 8,4) \dots + (0,01827 * 3894,4)$

▣ 2 - STANDARDISATION INDIRECTE : SMR (OU MÉTHODE DE LA MORTALITÉ-TYPE)

Le S.M.R. est obtenu en faisant, pour une sous-population, le rapport entre le nombre de décès observé et le nombre de décès «attendu». On obtient le nombre de décès «attendu» en appliquant à l'effectif de chaque classe d'âge de la sous-population, les taux spécifiques de mortalité d'une population de référence (mortalité-type).

$$\text{Nombre de décès "attendu" dans la sous-population } j = \sum_{i=1}^n T_i N_{ji}$$

Où:

i : indice de la classe d'âge

n : nombre de classes d'âge

j : indice de la sous-population

T_{ji} : taux spécifique de mortalité de la population de référence (mortalité-type) pour la classe d'âge **j**

N_{ji} : effectif de la population correspondant à la classe d'âge **i** dans la sous-population **j**

Le nombre de décès réellement observé dans la sous-population **j** est rapporté au nombre de décès «attendu» dans cette même population (le résultat est généralement multiplié par 100) :

$$\text{SMR dans la sous-population } j = \frac{\text{Nombre total de décès observé dans la sous-population } j}{\text{Nombre total "attendu" dans la sous-population } j} \times 100$$

Un S.M.R. supérieur à 100 signifie qu'il existe un excédent de mortalité dans la sous-population par rapport à la mortalité de la population de référence (un SMR de 130 indique une surmortalité de 30%).

Un S.M.R. inférieur à 100 signifie qu'il existe une mortalité plus faible dans la sous-population par rapport à la mortalité de la population de référence (un SMR de 75 indique une sous-mortalité de 25%)

Standardized Mortality Ratio ou Indice Comparatif de Mortalité en français.

Procédure de calcul des SMR (standardisation réalisée suivant l'âge) :

Sous-populations j	Effectifs de population classe d'âge i				Nombre de décès observé (tous âges)	Nombre de décès "attendu"	S.M.R. *
	1	2	...	n			
Pop 1	N 11	N 12	...	N 1n	O 1	A 1	O 1 / A 1
Pop 2	N 21	N 22	...	N 2n	O 2	A 2	O 2 / A 2
...
Pop k	N k1	N k2	...	N kn	O k	A k	O k / A k

mortalité-type			
Taux spécifiques par classe d'âge i			
1	2	...	n
T 1	T 2	...	T n

Tableau 3

* le résultat est généralement multiplié par 100

Le nombre de décès "attendu" est calculé selon la formule :

$$A_k = (T_1 * N_{k1}) + (T_2 * N_{k2}) \dots + (T_n * N_{kn})$$

Remarque : si les taux sont exprimés pour 100 000 habitants, diviser le résultat par 100 000

:

Où

i : indice de la classe d'âge

n : nombre de classes d'âge

j : indice de la sous-population

k : nombre de sous-populations

N_{ji} : effectif de la sous-population **j** pour la classe d'âge **i**

T_i : taux spécifique de mortalité de la mortalité de la population de référence (mortalité-type) pour la classe d'âge **i**

- Exemple de calcul des S.M.R. par tumeurs chez les hommes en 1990 (standardisation par âge)

Départements	Effectifs de population au recensement de 1990 (hommes) par classe d'âge											Nombre observé de décès par tumeurs (hommes)	Nombre "attendu" de décès par tumeurs* (hommes)	S.M.R (X 100)
	<1an	1-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75-84	85 et +			
AIN	3293	11242	35576	35377	36112	38943	26085	22541	14759	8710	2234	665	695**	96***
AISNE	3818	12797	40875	41856	40127	41963	24918	27187	18426	9751	2449	941	801	118
...
VAL D'OISE	8914	28265	84765	82386	84835	89358	58274	44299	21538	10955	2980	1207	1122	...

Taux de mortalité par tumeurs en France chez les hommes en 1990 (mortalité-type) Taux spécifiques par classe d'âge (pour 100.000)												
<1an	1-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75-84	85 et +		
6,5	5,8	4,5	6,1	12,8	62,0	249,2	679,2	1196,7	2206,9	3330,1		

Tableau 4

* les taux spécifiques étant exprimés pour 100.000 habitants, on a divisé le résultat par 100.000 "

** 695 = $([6,5 \cdot 32931 + 15,8 \cdot 11242] + (4,5 \cdot 355761... + (3330,1 \cdot 2234)1/100.000 \cdot **$

*** 96 = $665/695 \cdot 100$

▣ 3 - Comparaison des deux méthodes de standardisation

Standardisation directe (taux comparatifs) :

Avantages :

- le taux exprime une fréquence des décès ;
- les taux entre hommes et femmes sont comparables ;

Inconvénients :

- les taux de mortalité dans chaque groupe d'âge doivent être «robustes» (effectif de population suffisamment grands) ;
- il est nécessaire de disposer d'une population de référence (par âge) ;
- le résultat est très lié à la population de référence ;
- on a besoin de connaître les taux spécifiques de mortalité (par âge) des populations à comparer.

Remarque : La valeur du taux comparatif est liée à la structure d'âge de la population de référence. Si la population de la France est choisie comme référence, population relativement âgée, on accordera dans l'indice synthétique un poids important aux causes décès liées au processus du vieillissement comme les maladies du coeur ou les cancers

En fait, c'est plus l'écart observé entre les différents taux comparatifs qui est à prendre en compte que la valeur absolue des taux.

Standardisation indirecte (SMR) :

Avantages :

- on peut travailler sur de petits effectifs ;

- on n'a pas besoin de connaître les taux spécifiques (par âge) des population; comparer (ceci est très important, car dans de petites populations, dont les effectifs par classe d'âge sont faibles, ces taux spécifiques ne sont pas fiables, car trop instables) ;
- les conclusions en termes de comparaison sont faciles à faire.

Inconvénients

:

- n'étant qu'un indice comparatif, il ne donne pas une information sur la fréquence des décès ;
- les indices masculins et féminins ne sont pas comparables entre eux car l'indice masculin est calculé à partir des taux de mortalité masculins et l'indice féminin à part des taux de mortalité féminins ;
- les taux spécifiques de mortalité (par âge) de la population de référence doivent être connus.

▣ V - INDICE DE SURMORTALITÉ (OU RATIO DE MORTALITÉ)

L'indice de surmortalité est le rapport entre deux taux de mortalité. Soit A et B les taux de mortalité de deux populations différentes :

$$\text{Indice de surmortalité} = \frac{\text{taux A}}{\text{taux B}}$$

La population A est en surmortalité par rapport à la population B si l'indice calculé comme indiqué ci-dessus est supérieur à 1. On peut ainsi calculer un indice de surmortalité par sexe. L'indice de surmortalité masculine est, en particulier, très utilisé. Il est obtenu en rapportant le taux masculin au taux féminin (un indice supérieur à 1 indique une surmortalité masculine). Les catégories socio-professionnelle peuvent également faire l'objet de ce type de calcul.

Remarque : en général l'indice de surmortalité est calculé à partir de taux spécifiques ou de taux comparatifs.

▣ VI - PART D'UNE CAUSE (%) (ou mortalité proportionnelle ou poids d'une cause)

C'est un indice très largement utilisé. Il permet d'évaluer la part que représente une cause ou un groupe de causes dans la mortalité générale. Il s'obtient en rapportant le nombre de décès dus à une cause donnée au nombre total de décès et s'exprime en pourcentage :

$$\text{Part d'une cause dans la mortalité générale (\%)} = \frac{\text{Nombre de décès dus à une cause pour une période donnée}}{\text{Nombre total de décès pendant la même période}} \times 100$$

La mortalité proportionnelle peut être calculée tous âges, tous sexes confondus ou par âge, par sexe, par sexe et âge...

Remarque : cet indicateur ne nécessite pas de connaître les effectifs de la population étudiée.

Exemple - Part des principales causes de décès en France pour le sexe masculin en 1991

Causes de décès	nombre de décès	part en %
tumeurs	86998	31,9*
maladies de l'appareil circulatoire	80023	29,4
maladies de l'appareil respiratoire	19179	7,0
maladies de l'appareil digestif	13986	5,1
traumatismes et empoisonnements	28393	10,4
autres causes	43981	16,2
toutes causes confondues	272560	100,0
*31,9 = 86998 / 272560 * 100		

Tableau 5

▣ VII - ANNÉES POTENTIELLES DE VIE PERDUES (APVP)

L'indicateur des Années Potentielles de Vie Perdues (APVP) (6) est de plus en plus utilisé pour déterminer les priorités en Santé Publique.

Les APVP représentent le nombre d'années qu'un sujet mort prématurément, c'est à dire avant un âge limite, n'a pas vécu. Le choix de l'âge limite dépend de l'objectif fixé (65, 70, 75 ou 80 ans).

L'âge limite de 75 ans est souvent utilisé en France (7).

On exclut du calcul des APVP tous les décès survenus après l'âge limite retenu.

Sont généralement exclus du calcul des APVP les décès infantiles (première année de la vie) parce qu'ils sont dus à des causes spécifiques et ont souvent une étiologie différente de celle des décès à un âge ultérieur.

Lorsqu'on travaille à partir de classes d'âge, la formule suivante est généralement utilisée :

$$\text{APVP pour la pathologie } j = \sum_{i=1}^n D_{ji} (l - a_i)$$

Où :

- j** : indice de la pathologie
- i** : indice de la classe d'âge
- n** : nombre de classes d'âge
- l** : âge limite

a_i : centre de la classe d'âge **i**

D_{ji} : nombre de décès pour la pathologie **j** et la classe d'âge **i**

On peut calculer les APVP pour une cause spécifique ou un groupe de causes et effectuer des comparaisons. Notons que les APVP sont additives pour les différentes causes de décès.

On peut rapporter l'APVP correspondant à une pathologie précise au total des APVP toutes causes confondues (rapport généralement exprimé en pourcentage). C'est surtout sous cette forme que l'indicateur est utilisé.

On peut également rapporter les APVP à l'effectif de la population concernée et obtenir des taux (que l'on peut standardiser par âge).

(7) Le seuil de 65 ans est retenu dans les comparaisons internationales par homogénéité avec les indicateurs utilisés par l'OMS au niveau européen.

Remarques :

- Il est plus précis de travailler sur l'âge en années que sur des classes d'âge. Cependant, certains auteurs ont montré que les deux méthodes de calcul, appliquées à un ensemble de causes, ont donné des résultats très proches.

- L'APVP donne un poids important à toutes les causes de décès prédominantes en bas âge (accidents par exemple).

- Le calcul de l'APVP ne nécessite pas la connaissance des effectifs de population.

Exemple : APVP pour les décès par causes extérieures de traumatisme et empoisonnements, en région Rhône-Alpes (sexe masculin, période 1989-1991).

Dans cet exemple, on utilise les décès par groupes d'âge de 5 années (à l'exception du groupe de 1-4 ans). L'âge limite a été fixé à 75 ans.

classe d'âge	centre de la classe d'âge	Années restantes par rapport à la limite	Nombre de décès*	APVP
(i)	a (i)	75 - a (i)	D (i)	D (i) * (75 - a (i))
1-4	3,0	72,0	19	1 368,0**
5-9	7,5	67,5	18	1 215,0
10-14	12,5	62,5	19	1 187,5
15-19	17,5	57,5	121	6 957,5
20-24	22,5	52,5	236	12 390,0
25-29	27,5	47,5	213	10 117,5
30-34	32,5	42,5	181	7 692,5
35-39	37,5	37,5	180	6 750,0
40-44	42,5	32,5	180	5 850,0
45-49	47,5	27,5	140	3 850,0
50-54	52,5	22,5	150	3 375,0
55-59	57,5	17,5	157	2 747,5
60-64	62,5	12,5	156	1 950,0
65-69	67,5	7,5	163	1 222,5
70-74	72,5	2,5	117	292,5
total (1-74)				65 597,5

Remarque : Dans ce cas, l'indice **j** figurant dans la formule représente la pathologie : causes extérieures de traumatismes et d'empoisonnements.

* Il s'agit ici d'un nombre moyen annuel calculé sur les années 1989,1990 et 1991.

* * 1368,0 est obtenu en multipliant 72,0 par 19.

Les causes extérieures de traumatismes et empoisonnements représentent annuellement pour la période 89/91 65.597,5 APVP.

Le total annuel d'APVP toutes causes confondues pour cette même population et cette même période étant de 209.929, les traumatismes représentent donc près d'un tiers de l'ensemble des Années Potentielles de Vie Perdues avant 75 ans.

▣ ANNEXE / POPULATIONS DE RÉFÉRENCE EUROPÉENNE ET MONDIALE

(d'après United Nations World Population Prospects 1990 – New York)

Population type - mondiale				Population type - européenne			
Groupe d'âge (années)	sexe masculin	sexe féminin	deux sexes	Groupe d'âge (années)	sexe masculin	sexe féminin	deux sexes
0	0,026	0,025	0,024	0	0,013	0,012	0,013
1-4	0,095	0,092	0,095	1-4	0,053	0,048	0,050
5-9	0,108	0,105	0,106	5-9	0,068	0,062	0,065
10-14	0,100	0,096	0,098	10-14	0,071	0,065	0,068
15-19	0,100	0,096	0,098	15-19	0,076	0,069	0,072
20-24	0,095	0,091	0,093	20-24	0,082	0,074	0,078
25-29	0,085	0,082	0,083	25-29	0,082	0,076	0,079
30-34	0,074	0,072	0,073	30-34	0,078	0,073	0,075
35-39	0,066	0,065	0,065	35-39	0,074	0,070	0,072
40-44	0,053	0,053	0,053	40-44	0,071	0,067	0,069
45-49	0,043	0,043	0,043	45-49	0,060	0,057	0,059
50-54	0,040	0,041	0,040	50-54	0,059	0,058	0,059
55-59	0,035	0,036	0,035	55-59	0,055	0,056	0,056
60-64	0,029	0,032	0,030	60-64	0,050	0,055	0,052
65-69	0,022	0,026	0,024	65-69	0,041	0,052	0,047
70-74	0,014	0,018	0,016	70-74	0,024	0,034	0,029
75-79	0,010	0,014	0,012	75-79	0,022	0,035	0,029
80-84	0,004	0,008	0,006	80-84	0,011	0,021	0,016
85+	0,003	0,005	0,004	85+	0,008	0,018	0,013
Total	1,000	1,000	1,000	Total	1,000	1,000	1,000

▣ BIBLIOGRAPHIE

(A pour objet de donner quelques références bibliographiques d'ouvrage ou d'articles en langues française présentant des éléments d'analyse descriptive des données de mortalité)

- ÉPIDÉMIOLOGIE - PRINCIPES ET MÉTHODES QUANTITATIVES

Bouyer I., Hémon D., Cordier S., Derriennic F., Stüker I., Stengel B., Clavel J.

Les Éditions INSERM, 1993

- ÉPIDÉMIOLOGIE MÉTHODES ET PRATIQUES

Rumeau-Rouquette C., Blondel B., Kaminski M., Bréart G.

Collection statistique en biologie et en médecine

Médecine-Sciences Flammarion, Paris 1993

- MÉTHODES STATISTIQUES EN ÉPIDÉMIOLOGIE DESCRIPTIVE

Estève J., Benhamou E., Raymond L.

Les Éditions INSERM, Paris 1993

- DICTIONNAIRE D'ÉPIDÉMIOLOGIE

Leclerc A., Papoz L., Bréart G., Lellouch J.

Éditions Frison-Roche, Paris 1990

- L'ÉPIDÉMIOLOGIE SANS PEINE

Goldberg M.

Éditions Frison-Roche, Paris 1990

- MORTALITÉ ET CAUSES DE DÉCÈS EN FRANCE

Bouvier M.H., Valin J., Hatton F.

Les Éditions INSERM- DOIN, Paris 1990

- MESURES STATISTIQUES EN ÉPIDÉMIOLOGIE

Bernard P.-M., Lapointe C.

Presses de l'Université du Québec, 1987

- MANUEL D'ANALYSE DE LA MORTALITÉ

Pressât R.

I.N.E.D

Imprimerie Louis jean , Gap 1985

- ÉPIDÉMIOLOGIE

Jenicek J., Cléroux R.

Rumeau-rouquette C., Blondel B., Kaminski M., Bréart G.

Edisem, Québec 1982

- Tests statistiques relatifs aux indicateurs de mortalité en population

Jougla E.

Rev. Epidém. et Santé Publ., 1997, 45, 78-84

- Atlas de la santé en France - les causes de décès.

Salem G., Rican S., Jougla E.

John Libbey ed, 2000 ; 1 : 187p.

- « Le développement des années potentielles de vie perdues comme indicateur de mortalité prématurée »

Romedier J-M., Mc Whinnie J.R.

In Rev. Epidém. et Santé Publ , 1978, 97-115

- Disparités régionales de la mortalité en France - Situation en 1990

Michel E, Le Toullec A., Jougla E., Hatton F.

Revue SOLIDARITÉ SANTÉ - Études statistiques N° I - 1993 - Janvier - Mars

SESI, Ministère des Affaires Sociales et de l'intégration

- La Santé en France -

Haut Comité de la Santé Publique, groupe « La durée de vie en France » (rapporteur : Jougla E.– président : Hirsch A.)

La Documentation française - novembre 1994 – tome 2 – P. 145 - 2 | 3.