

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

*Colloque international de Sinaia (2-6 septembre 1996)*



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE

**AIDELF**

# Une analyse alternative de la mortalité : indicateur conjoncturel et composantes par cause

---

Jean Paul SARDON

INED, Paris, France

Dans l'analyse de la mortalité du moment la table occupe une place tout à fait exclusive. Quotients à divers âges, espérance de vie sont en effet les seuls indices utilisés avec quelques taux comparatifs. Ce monopole qui semble le lot du spécialiste de la mortalité, paraît un peu étonnant pour ceux qui sont plus familiers de la fécondité ou de la nuptialité, où là il existe une certaine concurrence entre les indices construits à partir des quotients et ceux fondés sur les événements réduits (taux de seconde catégorie).

Alors que les premiers rapportent les événements aux personnes qui n'ont pas encore subi l'événement, les seconds rapportent ces mêmes événements à l'ensemble des individus quelle que soit leur situation vis à vis de cet événement. Dans l'étude de la mortalité seuls les premiers sont utilisés et pourtant, en dépit de l'étrangeté de la proposition, les taux (de seconde catégorie) peuvent tout aussi bien être calculés. Pour calculer ces « décès réduits », équivalents au nombre de décès, à un âge donné, de la table de mortalité de la génération concernée<sup>(1)</sup>, plusieurs possibilités s'offrent à nous.

Si les mouvements migratoires sont modérés<sup>(2)</sup> il est alors possible de calculer des taux par rapport à l'effectif initial de la génération, à savoir le nombre de naissances de l'année de son millésime, comme on le fait pour l'analyse du divorce dans les promotions de mariage<sup>(3)</sup>. Dans ce cas les indices calculés seront des indices nets, car leur mesure n'élimine pas le phénomène perturbateur que constitue alors la migration.

Il est également possible de rapporter les décès dans une génération, une année donnée, à la somme de l'effectif moyen de cette génération l'année considérée et des décès enregistrés auparavant dans cette même cohorte. Ce qui permet d'éliminer la perturbation introduite par les mouvements migratoires.

Une dernière manière de pratiquer, qui donne, non pas une mesure approchée des décès dans les tables, mais la mesure exacte de ces décès, consiste à calculer la différence entre les proportions de survivants à deux premier janvier (ou anniversaires) consécutifs, pour chacune des générations. Il faut donc établir les tables de survie de chaque cohorte jusqu'à l'année d'observation.

Pour notre part nous avons simplement utilisé les tables de mortalité par génération calculés par F. Meslé et J. Vallin, dont les décès ont été regroupés par année de calendrier.

Nous avons ensuite cumulé, pour chaque année, ces décès et obtenu ainsi la somme des décès réduits (ou indicateur conjoncturel de mortalité) et établi la répartition des âges au décès, synthétisé par l'âge moyen comme on le fait avec n'importe quelle autre série

---

<sup>(1)</sup> Dans une population fermée.

<sup>(2)</sup> Sur une période d'au moins 80 ans par génération.

<sup>(3)</sup> La durée d'exposition au risque de l'événement étudié (le décès), notablement plus longue que dans le cas du divorce, rend assez hasardeuse la vérification de l'hypothèse de sorties d'observations négligeables et accentue les risques de dérives.

d'événements réduits. On dispose ainsi de deux indices synthétiques et non plus d'un seul comme lorsqu'on calcule une table du moment et l'espérance de vie à la naissance<sup>(4)</sup>.

## I - Mortalité générale

### a) Indicateur conjoncturel

L'évolution de l'indicateur conjoncturel de mortalité féminine observé en France au cours de ce siècle est retracée sur la figure 1. On remarque que depuis 1920 son niveau est toujours inférieur à l'unité, on ne risque pas de ce fait, comme on peut le faire pour la primo-nuptialité, de l'interpréter comme une mesure de « l'intensité » transversale, vers laquelle tendraient les indicateurs longitudinaux si les valeurs des événements réduits (taux par âge) devaient rester inchangées pendant un temps suffisamment long.

Le contraste entre l'image de l'évolution de la mortalité donnée par l'indicateur conjoncturel et celle donnée par le taux comparatif de mortalité féminine (figure 2) n'implique aucune contradiction, il provient du fait que la mortalité, comme tout phénomène complexe, ne se laisse pas résumer de manière simple et que chaque indice focalise l'attention sur un aspect particulier. L'évolution du taux comparatif indique que les risques de décès diminuent, à peu près, à chaque âge, mais, comme le montre l'indicateur conjoncturel, les décès augmentent aux âges élevés parce que, sous l'effet du recul de la mortalité et des reports qu'il a entraînés, il y a de plus en plus de survivants à ces âges.

La somme des « décès réduits » n'est en fait que le nombre de décès que l'on observerait si la population, déjà décédée ou non, était, à chaque âge, en nombre égal. Pour qu'il en soit ainsi il suffit que chaque génération ait le même effectif, c'est-à-dire que le nombre annuel de naissances ait été constant et que le solde migratoire ait été nul, ou que la natalité différentielle ait été compensée par un solde migratoire différentiel.

Cet indicateur reflète uniquement les modifications du calendrier de la mortalité que connaissent les générations, puisque l'intensité est invariante. Cela nous permet de dire que pendant les années 1950, l'espérance de vie des générations qui contribuaient le plus à la mortalité s'élevait en moyenne de 45 centièmes d'année par génération, puisque l'indicateur conjoncturel sous-estimait d'environ 45 % l'intensité de la mortalité.

L'analyse des « décès réduits féminins » par âge montre que le retournement de tendance qui affecte l'indicateur de mortalité en 1960, est provoqué par la diminution, à partir de cette date précisément, du rythme de la baisse séculaire de la composante 0-74 ans de l'indicateur conjoncturel de mortalité (ou somme des taux de mortalité de 0 à 74 ans). La diminution de la mortalité des moins de 75 ans ne compense plus alors la hausse séculaire des taux de mortalité à 75 ans et au delà (figure 3).

### b) Vie moyenne

Dans la table du moment on combine, de fait, les quotients, des diverses tables de génération, de décès relatifs à une année pour construire une nouvelle série, la série des quotients de la table du moment. Nous avons combiné ici les décès des diverses tables de génération relatifs à une même année. Les valeurs moyennes, appelées espérance de vie à la naissance ( $e_0$ ) dans le premier cas, par assimilation avec l'espérance de vie à la naissance dans les générations, tirées des deux séries différentes. Aussi, pour éviter toute confusion

<sup>(4)</sup> Pour plus de détails voir J.-P. Sardon, « Un indicateur conjoncturel de mortalité : l'exemple de la France », *Population*, 2, 1993, pp. 347-368.

FIGURE 1 : INDICATEUR CONJONCTUREL DE MORTALITÉ FÉMININE, FRANCE

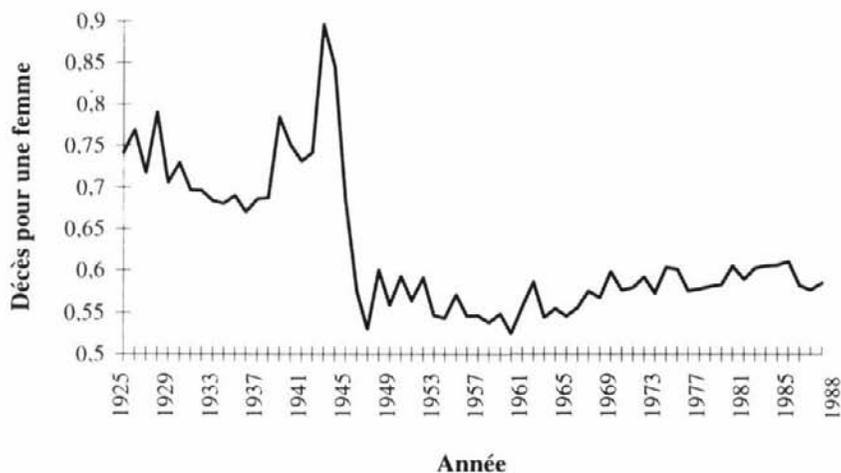


FIGURE 2 : TAUX COMPARATIF DE MORTALITÉ FÉMININE, FRANCE

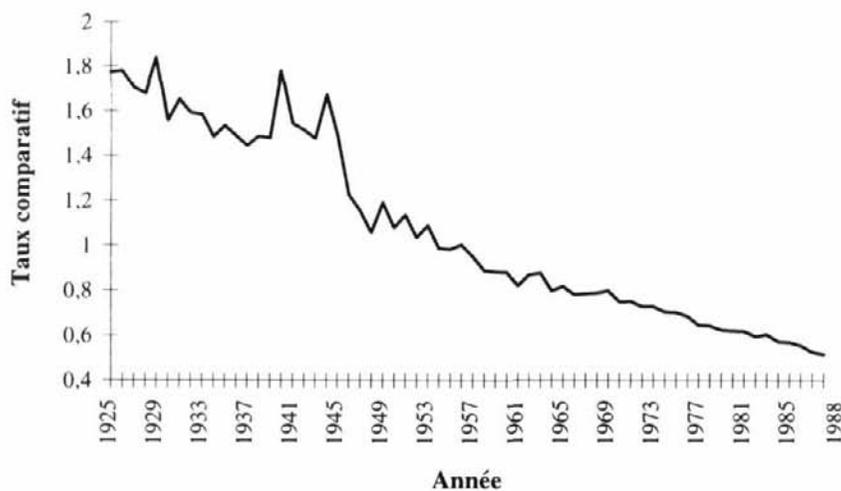


FIGURE 3 : ÉVOLUTION DE LA SOMME DES DÉCÈS RÉDUITS

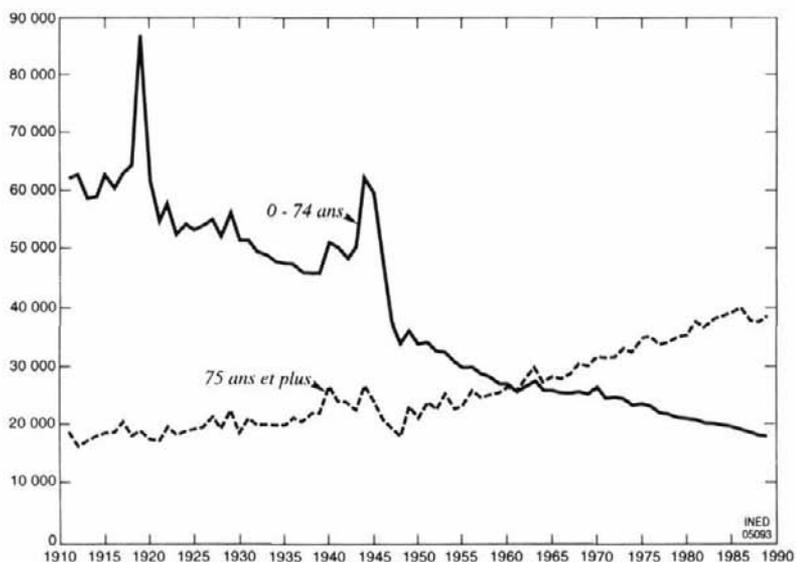
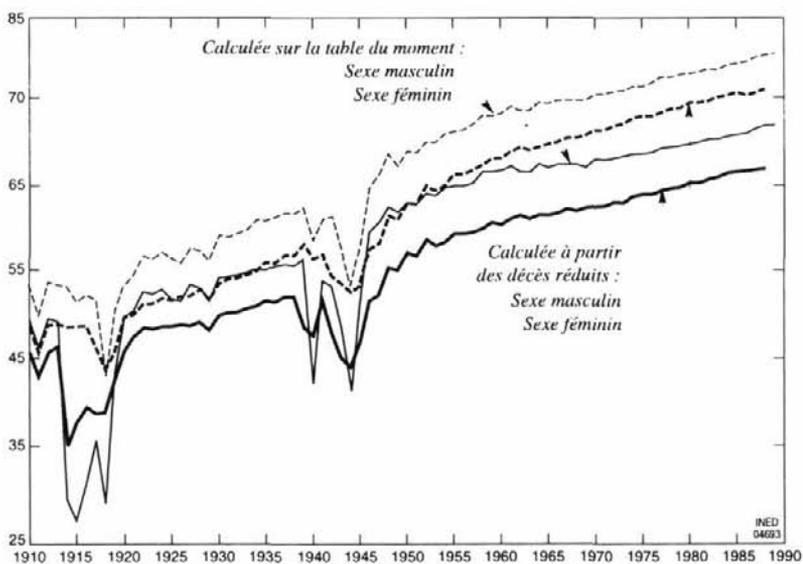


FIGURE 4 : ESPÉRANCE DE VIE A LA NAISSANCE



avec celle qui est traditionnellement calculée à partir de la table de mortalité du moment construite avec les quotients, nous avons baptisée cette nouvelle durée de vie moyenne « âge moyen aux décès réduits ».

La durée de vie moyenne, déduite des « décès réduits » est toujours inférieure à celle tirée de la table de mortalité du moment construite à partir des quotients ( $e_0$ ), sauf pendant les périodes de guerre. S'il en est ainsi, *c'est parce que lorsque l'on passe des quotients aux événements réduits (et aux proportions observées) le centre de gravité du calcul de la moyenne est de plus en plus rejeté dans le passé*<sup>(5)</sup>.

En effet, le calcul par la table issue des *quotients* ne fait intervenir que l'observation du phénomène sur une année. Celui par les *événements réduits* « enchaîne l'observation du moment à l'observation passée »<sup>(6)</sup> et fait intervenir les événements de l'année et l'état de la cohorte à l'égard du phénomène étudié.

Si l'accroissement de la durée de vie moyenne au cours de la période d'après-guerre apparaît plus important que celui de l'espérance de vie à la naissance, c'est sans doute parce que la survie à un âge donné a fait des progrès plus importants au fil des générations que dans les tables du moment (figure 4).

## II - Mortalité par cause

### a) Composantes par cause de décès

#### 1- Tous âges confondus

De même que l'indicateur conjoncturel de fécondité peut être décomposé entre ses différentes composantes (fécondité hors-mariage et fécondité légitime, fécondité des divers rangs), l'indicateur de mortalité, et les décès réduits par âge ou groupe d'âge, peuvent être séparés en leurs diverses composantes par cause ou groupe de cause de décès.

Ainsi la somme, étendue à tous les âges, des taux de mortalité par tumeur, par exemple, donnera la composante par tumeur de l'indicateur de mortalité ou « indicateur conjoncturel de mortalité par tumeur ».

La somme des composantes par âge pour une cause de décès spécifique est de même nature qu'un taux comparatif de mortalité par cause, à ceci près que la population de référence est cylindrique et définie au moment de la naissance.

Il est possible de calculer ces composantes par âge et cause de manière directe, comme on le fait pour calculer les décès réduits, en remplaçant seulement l'ensemble des décès toutes causes au numérateur par les seuls décès de la cause spécifiée; ou alors, comme lorsque l'on détermine la probabilité de décéder d'une cause déterminée, appliquer aux décès réduits la proportion de décès attribués à la cause étudiée.

A partir du regroupement, en six grands groupes de cause, des décès, reclassés pour toute la période 1925-1990 selon la 9<sup>ième</sup> C.I.M., opéré par F. Meslé, nous avons calculé six composantes par cause de l'indicateur conjoncturel de mortalité en éclatant les décès réduits selon la part de chacune des causes et en sommant ces résultats sur l'ensemble des âges. Ne disposant des décès réduits que jusqu'en 1988 nous avons dû nous limiter à cette date et n'avons traité que le sexe féminin à titre d'exemple (figure 5).

<sup>(5)</sup> J.-P. Sardon, « Quotients, fréquences et événements », *Population*, 2, 1993, pp. 489-495.

<sup>(6)</sup> Y. Péron, « Les indices du moment de la nuptialité des célibataires », *Population*, 6, 1991, pp. 1429-1440.

FIGURE 5 : COMPOSANTES PAR CAUSES DE L'INDICATEUR CONJONCTUREL DE MORTALITÉ FÉMININE, FRANCE

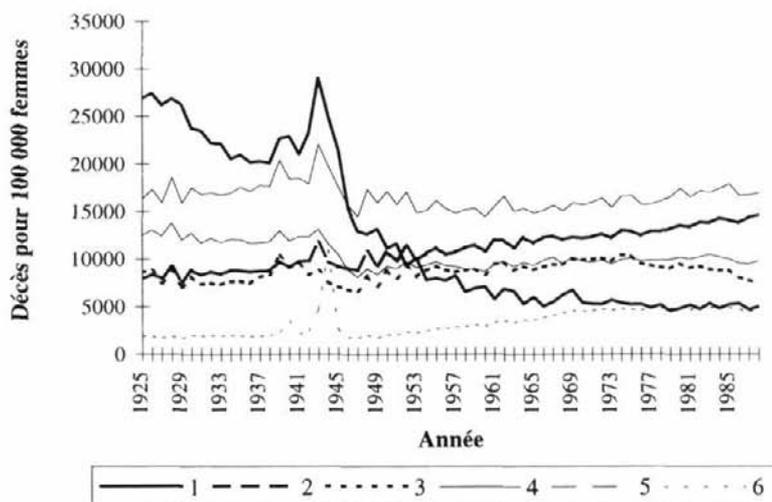
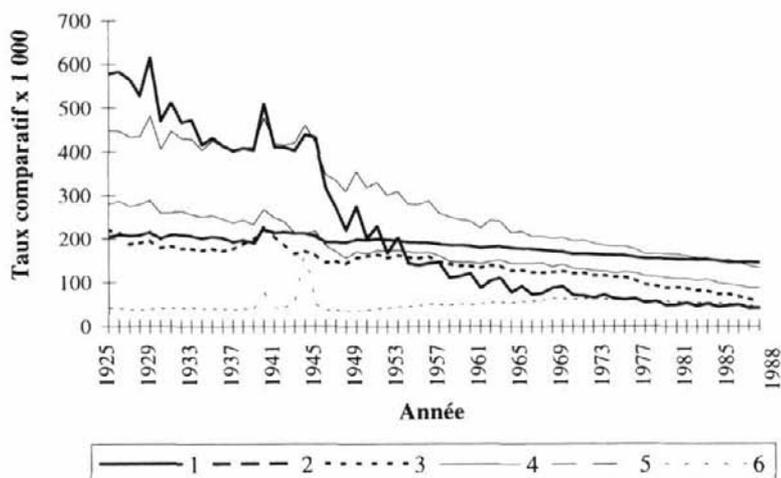


FIGURE 6 : TAUX COMPARATIFS DE MORTALITÉ FÉMININE SELON LA CAUSE, FRANCE



Une rapide comparaison avec les taux comparatifs<sup>(7)</sup> (figure 6) met en évidence les particularités de ces composantes qui en font des éléments intéressants non seulement pour l'analyse de la mortalité mais aussi dans le cadre d'une politique sanitaire. En effet alors que les taux comparatifs connaissent tous, quelle que soit la cause de décès, une décroissance au fil du temps, si l'on excepte les accidents et morts violentes, les composantes donnent une image plus contrastée. Ainsi les maladies cérébro-vasculaires qui progressaient déclinent fortement depuis le milieu des années 1970, les maladies infectieuses et de l'appareil respiratoire semblent avoir atteint un plancher au cours de la période récente alors que les maladies cardio-vasculaires et les tumeurs connaissent une très forte augmentation.

Les taux comparatifs, pour leur part, semblent indiquer que les tumeurs constituent aujourd'hui la première cause de décès alors que l'analyse par les composantes montrent que les maladies cardio-vasculaires sont encore, et de loin, les plus meurtrières. S'il en est ainsi c'est parce que les composantes accordent, à chaque âge, un poids proportionnel au nombre des décès de la table et que la part des décès au delà de 70 ans, c'est-à-dire à un âge où le risque de décéder d'une maladie cardio-vasculaire est beaucoup plus élevé que celui de succomber à une tumeur, s'élève avec le temps : de 1960 à 1988, il est passé de 63 à 77 %.

Il s'agit donc bien de deux visions complémentaires : les risques par âge diminuent, ce qu'indiquent bien les taux comparatifs, mais le report continu des décès vers les âges avancés finit par se faire sentir, l'effet de la diminution du risque ne compense plus l'augmentation de la population soumise au risque, ce que traduit l'augmentation de la composante. Mais nous reviendrons plus loin sur l'utilisation des taux comparatifs.

Naturellement l'évolution au fil du temps de ces sommes de composantes par cause, comme toute somme d'événements réduits, est sensible aux modifications de survenance de la cause de décès considérée au fil des générations. Mais alors que dans l'analyse des décès toutes causes réunies l'indicateur conjoncturel ne faisait que refléter des modifications de calendrier, ce n'est plus le cas dans le cadre de l'analyse par cause, car les composantes peuvent connaître des variations de leur poids dans la mortalité générale. Ainsi les maladies infectieuses et de l'appareil respiratoire ont connu une très forte réduction, tandis que les tumeurs sont en constante progression.

Dans la plupart des cas les variations de ces diverses composantes par cause au fil des cohortes sont lentes et linéaires, ce qui rend plus aisée l'interprétation de l'évolution des indicateurs conjoncturels selon la cause. En effet, en vertu des relations statistiques entre les indicateurs longitudinaux et transversaux, si on connaît le signe de la modification de « l'intensité » de ces composantes dans les générations on peut déterminer la signification des variations transversales observées.

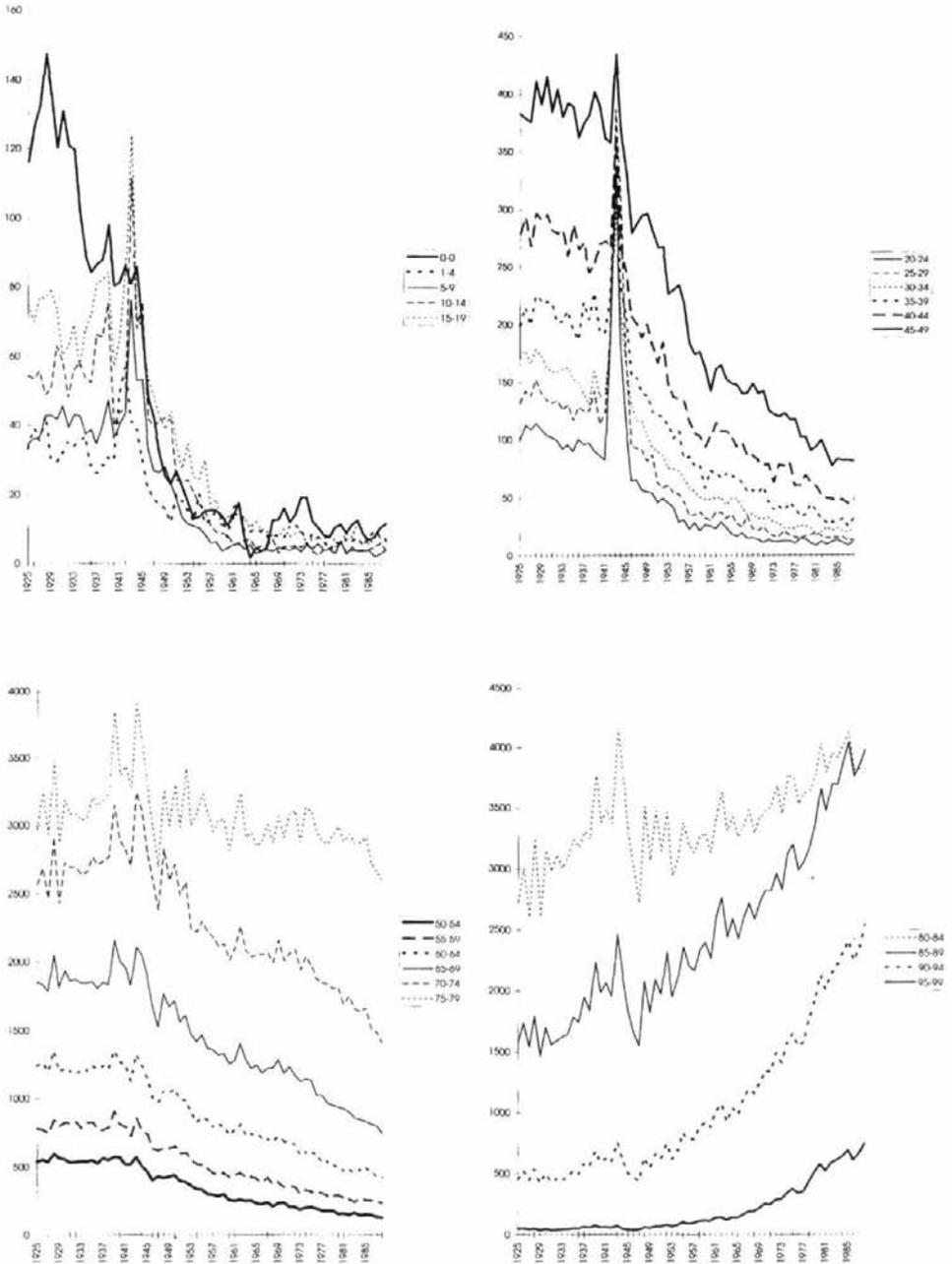
## 2- Par âge

L'examen des décès réduits à chaque âge, qui constituent les éléments constitutifs des « indicateurs conjoncturels » pour une cause donnée est indispensable pour comprendre les variations de ces derniers. Ainsi trouve-t-on confirmation du rôle prépondérant de l'augmentation très sensible des décès aux grands âges dans l'élévation de la composante « maladies cardio-vasculaires » de l'indicateur conjoncturel de mortalité, observée depuis le début des années 1960 (figure 7).

Ainsi depuis cette date la diminution de ces décès enregistrée avant 75 ans ne suffit plus pour compenser l'accélération observée dans les groupes d'âge supérieurs.

<sup>(7)</sup> Communiqués aimablement par F. Meslé et publiés, pour la période 1979-1989, dans le vingtième rapport sur la situation démographique de la France repris dans *Population*, 5, 1991, pp. 1081-1160.

FIGURE 7 : COMPOSANTE « MALADIES CARDIO-VASCULAIRES » SELON L'ÂGE ET L'ANNÉE



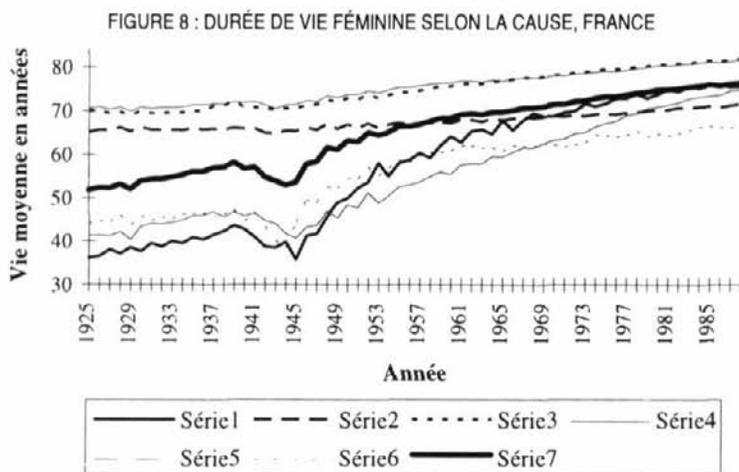
## b) Âge moyen aux décès réduits

De manière parallèle au calcul d'une durée de vie moyenne déduite des décès réduits (toutes causes réunies) il est possible de calculer une durée de vie moyenne pour chacune des causes de décès. Elle sera dans ce cas fondée sur la répartition des âges au décès de la composante par cause.

Appliquées à la mortalité féminine, classée selon les six grands groupes de cause, observée en France depuis 1925 ces procédures aboutissent aux résultats présentés sur la figure 8. Les six groupes s'y inscrivent en deux ensembles bien distincts. En effet les groupes 2, 3 et 4, c'est-à-dire les tumeurs, les maladies cérébro-vasculaires et les maladies cardio-vasculaires, se distinguent par une progression beaucoup plus faible de leur durée de vie moyenne qui se situait dès 1925 à un niveau déjà élevé. De même ces causes semblent avoir été très peu touchées, du moins directement, par la dernière guerre.

Parmi les autres causes, les maladies infectieuses et de l'appareil respiratoire se signalent par l'ampleur de l'élévation de l'âge moyen au décès, les femmes qui décèdent de cette cause sont aujourd'hui deux fois plus âgées que leurs consœurs du début du siècle. Alors que les décès de la plupart de ces autres causes se produisent à des âges en rapide augmentation, l'élévation de l'âge au décès par mort violente s'est singulièrement ralentie depuis le début des années 1960, rapprochant ainsi l'évolution de l'âge au décès de cette cause, depuis cette date, de celle observée pour les tumeurs, les maladies cérébro-vasculaires et les maladies cardio-vasculaires.

Comme on peut le pressentir sur la figure 8, l'âge moyen aux décès réduits, toute causes confondues, est une moyenne pondérée des âges moyens aux décès réduits des diverses causes, tout comme l'âge moyen à la maternité est la moyenne pondérée des âges moyens à la maternité pour chacun des rangs. Les coefficients de pondération représentent les parts respectives de chacune des composantes par cause (tous âges confondus) dans la somme des décès réduits.



### c) taux comparatifs

La vision de l'évolution de la mortalité donnée par les taux comparatifs, qu'ils soient par cause ou toutes causes confondues, dépend de la population de référence sous-jacente. Ainsi, si la standardisation met les tumeurs au premier plan c'est parce que la distribution des décès, générée par la population de référence utilisée<sup>(8)</sup> associées aux taux de mortalité par âges de chacune des années d'observation, ne correspond guère à celle que l'on observe pour les niveaux de mortalité envisagés.

En effet cette distribution surestime les décès avant 65 ans (figure 9), et singulièrement entre 35 et 65 ans, c'est-à-dire à des âges où le risque de décéder par tumeur est beaucoup plus élevé que celui de succomber à une maladie cardio-vasculaire.

Il apparaît donc que le choix de la population de référence n'est pas des plus judicieux. Il aurait en effet été préférable de choisir une population qui permette de retrouver une distribution de décès voisine de celles des tables du niveau de mortalité correspondant.

En 1992 l'O.M.S. a pallié en partie cette imperfection en proposant une nouvelle population type européenne, calculée à partir de la moyenne des populations des divers états européens<sup>(9)</sup>. Cette population type est donnée maintenant pour chacun des sexes ainsi que pour l'ensemble. La distribution des décès engendrée par cette population à laquelle on applique la mortalité féminine observée en France en 1980, apparaît nettement plus conforme à la réalité (figure 10).

L'importance du rôle joué par la population de référence dans la détermination du niveau des taux comparatifs apparaît très nettement lorsque l'on compare l'évolution de la mortalité pour deux causes spécifiques, tumeurs et maladies cardio-vasculaires, selon la population-type sur laquelle est fondé le taux comparatif. Alors que les taux basés sur l'ancienne population-type semblaient accréditer le fait que les tumeurs étaient devenues la première cause de décès, l'utilisation de la nouvelle population<sup>(10)</sup> montre qu'il n'en est rien et que, même si l'écart entre les deux causes se réduit, la mortalité cardio-vasculaire conserve encore un avantage (figure 11). Les niveaux de ces taux comparatifs sont, de plus, sensiblement plus élevés avec la nouvelle population de référence.

En dépit des améliorations notables qu'apportent ces nouvelles populations-types, quelques imperfections apparaissent : les effectifs de la population croissent jusqu'à 25-29 ans et leur décroissance avec l'avancement en âge est interrompue à 55-59 ans et à 75-79 ans pour la population féminine.

Ces imperfections traduisent les particularités de l'histoire de la population européenne en général et de sa natalité en particulier depuis la dernière guerre. Ces populations-types sont donc appropriées à un moment particulier et devront sans aucun doute être remplacées dans un avenir proche, tout comme viennent d'être remplacées celles qui avaient été mises en place à la fin des années 1970.

Ainsi est-il légitime de poser la question de l'utilité de populations-types dont le champ d'application temporel semble relativement limité et qu'il faut renouveler régulièrement, chaque changement de la population de référence entraînant le recalcul de nouvelles séries de taux comparatifs.

<sup>(8)</sup> Population-type conseillée par l'O.M.S. comme standard européen.

<sup>(9)</sup> Elle remplace celle qui était apparue dans la livraison de 1984 de l'annuaire de l'O.M.S.

<sup>(10)</sup> Nous nous sommes limités, pour le calcul des taux comparatifs fondés sur le nouveau standard européen, à deux causes, mortalité par tumeurs et mortalité par maladies cardio-vasculaires, et à la période postérieure à 1980.

FIGURE 9 : RÉPARTITION DES DÉCÈS SELON LA MÉTHODE  
(ANCIENNE VERSION POPULATION-TYPE O.M.S.)

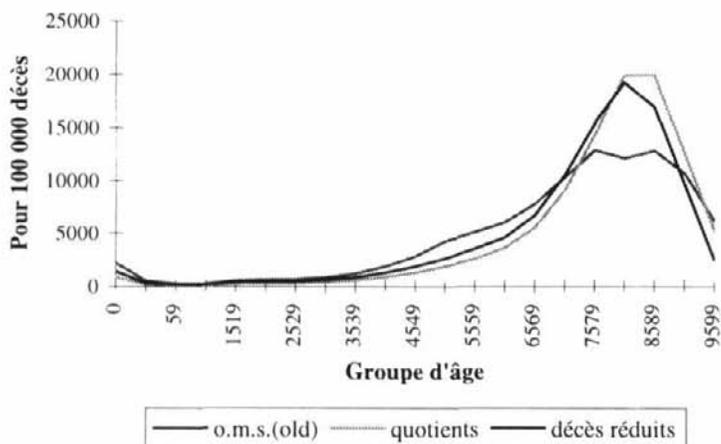


FIGURE 10 : RÉPARTITION DES DÉCÈS SELON LA MÉTHODE  
(NOUVELLE VERSION POPULATION-TYPE O.M.S.)

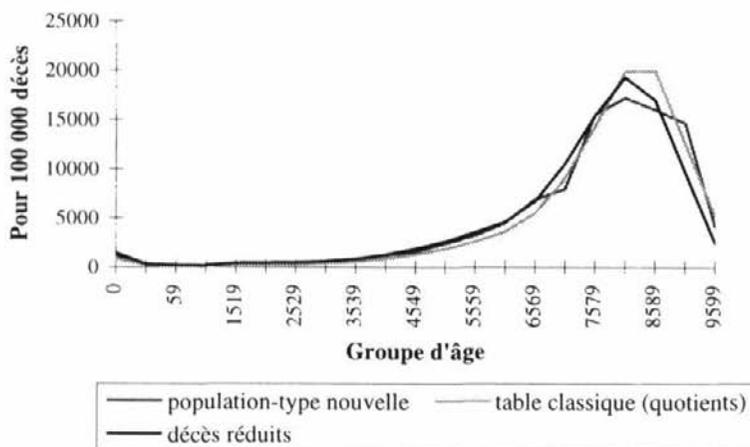
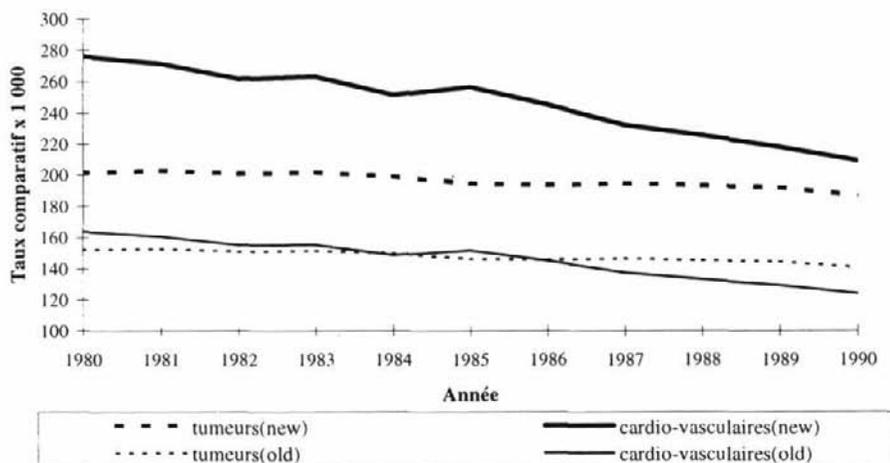


FIGURE 11 : TAUX COMPARATIFS SELON LA POPULATION DE RÉFÉRENCE



Sans chercher à résoudre ce problème, on peut s'interroger sur les choix qui sont faits pour élaborer les populations-types. Ne serait-il pas au moins aussi judicieux d'utiliser, comme population de référence, la population stationnaire associée à une table de mortalité plausible pour l'époque et le lieu<sup>(11)</sup> ? Mais, comme dans les autres cas, l'évolution de la mortalité contraindra les utilisateurs à abandonner la population-type utilisée pour une autre mieux adaptée.

Mais est-il vraiment nécessaire de prendre une population de référence unique ? Lorsqu'on calcule des taux comparatifs, on applique à la population-type les taux (de première catégorie) de mortalité observés pour obtenir une grandeur qui s'affranchisse des perturbations dues à la structure par âge particulière des populations étudiées. Une observation fondée sur la seule mortalité est donc requise.

La seule méthode permettant de mesurer sans biais l'expression de la mortalité dans une population consiste à calculer la table. Dans ces conditions il semble beaucoup plus simple et plus juste, d'utiliser la distribution des décès donnée par chacune des tables du moment pour calculer l'équivalent des taux comparatifs de mortalité selon la cause. On obtient ainsi la répartition des décès de la table selon les diverses causes.

En dépit de la seule intervention de la mortalité dans chacune des deux séries, taux comparatifs et composantes de la table participent de principes différents. Pour l'établissement des taux comparatifs, la structure par âge de la population est maintenue constante au fil du temps alors que dans le cas des composantes de la table du moment la table utilisée génère une structure par âge, celle de la population stationnaire associée, qui varie donc d'une table à la suivante et d'une année à l'autre.

Le taux comparatif et la composante de la table du moment (ou plus exactement la somme des décès de la table) sont deux moyennes pondérées des taux de mortalité par âge; dans le premier cas les coefficients de pondération sont constitués par les effectifs de la population de référence, alors que dans le second il s'agit des effectifs de la population stationnaire associée.

<sup>(11)</sup> Série des survivants (à l'âge révolu) de la table de mortalité européenne, par exemple.

L'écart entre les deux indices, pour un temps et un lieu donné, est donc :

$$TC / CT = \Sigma (P_x * M_x) / \Sigma (L_x * M_x)$$

On peut également s'interroger sur l'utilité des taux comparatifs de mortalité générale. En effet le but recherché est de permettre la comparaison des niveaux de mortalité pour des pays ayant des structures par âge variables. Mais pour faire ce calcul il faut disposer des taux de mortalité par âge (ou groupe d'âge) c'est-à-dire d'éléments suffisants pour établir des tables de mortalité du moment ! Ainsi il est donc parfaitement inutile de calculer des taux comparatifs, auxquels il faut préférer les tables, chaque fois qu'on dispose d'un minimum d'informations.

L'utilisation des taux comparatifs ne se justifie que dans le cas où la mortalité de l'une des entités étudiées n'est connue que par le total de ses décès et si l'on dispose de la composition par âge de sa population. Dans ce cas on appliquera une méthode de standardisation indirecte, et non directe, et l'on utilisera la méthode de la mortalité-type.

### **En conclusion : la vision longitudinale**

Comme nous l'avons rappelé plus haut le calcul d'une table à partir des événements réduits « enchaîne l'observation du moment à l'observation passée », par l'intermédiaire de l'état de la cohorte à l'égard du phénomène étudié, alors que celle faite à partir des quotients ne fait intervenir que l'observation du phénomène sur une année. On peut alors se demander quel est l'avantage, dans la mesure de la mortalité transversale, de privilégier les événements réduits. Plusieurs éléments peuvent être apportés à cette interrogation :

- il faut, au préalable, dire que, contrairement à l'apparence, la synthèse par les quotients n'est qu'artificiellement apurée de l'histoire passée des cohortes<sup>(12)</sup>;
- on peut évoquer le parallélisme avec l'analyse des autres phénomènes, comme la fécondité et la nuptialité, pour lesquels les événements réduits, bien que moins anciens que les quotients, fondent la quasi-totalité des observations transversales;
- ensuite si la mortalité repose uniquement sur le calcul des quotients, c'est, sans doute, au moins pour une part, du au fait que l'idée d'y appliquer les événements réduits est très récente;
- il faut également signaler que les synthèses transversales, quelles qu'elles soient, en mettant bout à bout des portions d'histoires appartenant à des cohortes différentes, sont de simples constructions artificielles qui ont chacune des avantages et des inconvénients dont il faut être conscients, et qu'il est toujours préférable de combiner les informations issues de synthèses diverses;
- mais l'une des vertus de ces composantes par cause est de pouvoir être très facilement regroupées par génération.

En effet, chacune de ces composantes par cause et âge (ou groupe d'âge) se rapporte non seulement à une (ou un groupe de) génération mais elle utilise le vocabulaire de la table de génération puisque ces composantes sont obtenues en éclatant, par cause, les décès au même âge de la table de mortalité de la cohorte considérée.

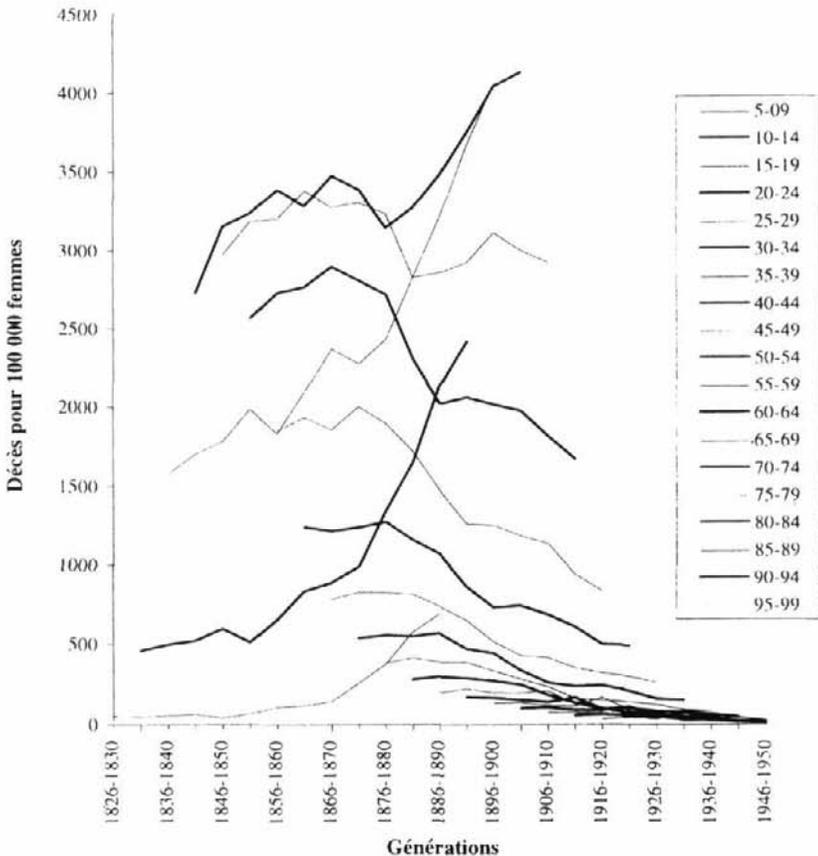
Ainsi en regroupant les composantes pour une cause donnée, observées au fil des années, et donc des âges, dans une même génération, on obtient la série, selon l'âge, des décès de la table longitudinale attribués à cette cause initiale au sein de cette cohorte.

<sup>(12)</sup> Pour plus de détails voir J.-P. Sardon, « Une aide à l'analyse : les lignes d'isoquotients. L'exemple de la nuptialité », *Population*, 6, 1991, pp. 1405-1428.

Si l'observation s'étale sur une période suffisamment longue, il est alors possible de faire la somme de ces composantes par âge pour déterminer la composante pour une cause spécifique de la mortalité de la génération et de calculer l'âge moyen au décès pour cette cause. Il sera alors possible de suivre l'évolution de ces différents paramètres au sein des cohortes.

La figure 12 donne un exemple de cette recombinaison longitudinale pour les maladies cardio-vasculaires<sup>(13)</sup>. La part de ces maladies régresse avant 75 ans dans les générations en observation, mais au delà de 80 ans elle connaît une très forte progression tant en valeur absolue que relative, et l'on peut se demander si cette évolution, qui concerne les cohortes les plus anciennes, va se poursuivre chez les plus jeunes. Si c'est le cas la manifestation de plus en plus forte, à des âges de plus en plus élevés, de cette cause de décès compensera, et sans doute bien au-delà, la baisse aux âges plus précoces et entraînera une augmentation de la part des décès par maladies cardio-vasculaires dans l'expression de la mortalité d'une cohorte.

FIGURE 12 : COMPOSANTE « MALADIES CARDIO-VASCULAIRES », SELON L'ÂGE ET LA GÉNÉRATION



<sup>(13)</sup> Cette recombinaison a été faite à partir des données de groupes quinquennaux de générations observées tous les cinq ans. Il s'agit là d'une approximation grossière, mais acceptable pour l'illustration d'un phénomène dont l'inertie est forte.