

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

L'indice synthétique de Mortalité. Un indicateur méconnu

Marc TERMOTE

Université du Québec, INRS-Urbanisation, Montréal, Canada **

Introduction

L'analyse démographique a trop souvent tendance, aujourd'hui encore, à envisager de manière séparée les diverses composantes qui déterminent la structure et l'effectif d'une population. Il en est résulté que dans l'étude de la fécondité, de la mortalité et de la migration, il est fait généralement appel à des concepts et des indicateurs de nature différente. Dans le cas de la migration, on a longtemps expliqué cette situation en faisant état, explicitement ou implicitement, du caractère secondaire, voire non démographique, de ce phénomène, ramené alors au statut d'« événement perturbateur »⁽¹⁾. Dans le cas de la fécondité et de la mortalité, l'explication tient sans doute au fait que le premier est un phénomène donnant lieu à des événements renouvelables, alors que le second implique par définition un événement non renouvelable. Cela a conduit à des concepts et à des indicateurs se distinguant par leur capacité de saisir ou non le caractère renouvelable des événements.

Cette diversité dans la nature des indicateurs utilisés dans l'analyse de chacun des trois phénomènes démographiques cache cependant une continuité fondamentale dans le discours méthodologique. Il existe essentiellement deux manières de résumer par une mesure transversale le comportement démographique d'une population désagrégée selon l'âge : ou bien on fait simplement la somme des taux par âge, ce qui donne lieu à ce qu'il est convenu d'appeler - de façon ambiguë - l'indice synthétique; ou bien on effectue une somme pondérée de ces mêmes taux par âge, comme cela est le cas dans le calcul de l'espérance de vie. La tradition veut que dans l'analyse de la mortalité on se limite à la seconde approche, alors que dans l'analyse de la fécondité c'est la première qui a été adoptée. L'étude de la migration a également eu recours à la première approche (il s'agit de l'indice de Wilber, devenu chez Andrei Rogers le *gross migraproduction rate*, vocable dont la signification analogique est évidente).

Si dans l'analyse de la fécondité et de la migration, on a privilégié le recours à une simple somme non pondérée des taux par âge, c'est parce que cette procédure permet d'obtenir une mesure dont l'interprétation est immédiate, à savoir le nombre attendu d'événements par individu. Une telle interprétation n'a évidemment aucun sens lorsqu'il s'agit de la mortalité (le nombre attendu d'événements est alors égal à un, par définition). Mais cela ne signifie pas que la somme des taux de mortalité par âge n'a aucune signification : une telle mesure reste en effet pertinente comme indicateur du niveau général de la mortalité. Comme nous le verrons ultérieurement, certaines propriétés de ce type d'indicateur et certaines caractéristiques propres à la courbe de mortalité font d'ailleurs de cet indicateur un outil d'analyse particulièrement efficace. C'est à l'examen des divers avantages de l'indice synthétique de mortalité qu'est consacrée la première partie de cette

** Certains résultats présentés dans cette communication ont été obtenus dans le cadre d'une recherche financée par le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (CRSHC). L'auteur tient à remercier G. Wunsch, ainsi que les personnes qui sont intervenues lors de la discussion en séance, pour leurs commentaires judicieux.

(1) Même parmi les manuels d'analyse démographique les plus récents, les exemples de cette négligence totale ne manquent pas.

communication. Dans une seconde partie, nous illustrerons à l'aide de quelques exemples empiriques l'intérêt que présente le recours à ce type d'indicateur lorsqu'il s'agit de l'étude de la mortalité.

1. Propriétés et caractéristiques de l'indice synthétique

La propriété première de l'indice synthétique réside dans son caractère additif⁽²⁾. Cette propriété d'additivité ne présente pas que l'avantage de la simplicité. Le recours à une procédure de simple sommation (non pondérée) des taux par âge permet également de décomposer l'indice selon les diverses parties de la courbe de mortalité jugées appropriées, la somme des indices partiels étant toujours égale à l'indice global valable pour l'ensemble de la courbe.

On sait qu'en termes continus, l'indice synthétique de mortalité est l'intégrale de la fonction de mortalité entre l'âge 0 et l'âge ω (ce dernier étant celui considéré comme l'âge ultime de la vie). On peut évidemment calculer également une intégrale définie entre deux âges quelconques, ou entre un âge donné et l'âge ω . En d'autres termes, tout comme dans le cas de l'espérance de vie, on peut calculer l'indice synthétique à divers âges successifs. Mais contrairement à l'espérance de vie, lorsqu'il s'agit de l'indice synthétique le calcul de la part d'un indice partiel (de l'âge a à l'âge ω) dans l'indice total (de l'âge 0 à l'âge ω) a une signification : ce calcul permet de mesurer la part que représente un groupe d'âge dans l'ensemble des risques de décès exprimé par la courbe de mortalité.

On sait aussi que des fonctions différentes peuvent produire la même valeur de l'intégrale, la même valeur de l'indice synthétique. Il y a lieu en effet de poser ici le problème de la convexité et de la multiplicité des points d'inflexion de la courbe. Certains indicateurs (comme l'indice de Gini, la courbe de Lorenz) éliminent ce problème en imposant - dans leur définition même - la convexité et l'unicité du point d'inflexion (dans l'exemple cité, le problème est réglé par le fait que l'indice est calculé par sommation dans l'ordre décroissant des « taux »). Dans le cas de la fonction de mortalité, rien ne permet de supposer a priori, sur des bases théoriques, qu'il y a unicité du point d'inflexion. Mais l'observation empirique valide une telle hypothèse (le point d'inflexion se situant généralement autour de 10 ans). L'hypothèse d'unicité du point d'inflexion est évidemment encore plus légitime lorsqu'on utilise des groupes quinquennaux d'âge pour calculer l'indice synthétique (dans le cadre d'études subnationales, le recours à des groupes quinquennaux plutôt qu'à des années d'âge est d'ailleurs le plus souvent nécessaire, soit parce que les données régionales de décès ne sont pas disponibles par année d'âge, soit parce qu'il importe d'éviter les petits nombres, qui conduisent à des taux statistiquement non significatifs).

Les considérations qui précèdent ont une implication importante pour la comparabilité (spatiale et temporelle) des indices synthétiques de mortalité. En effet, puisqu'il est légitime d'avancer que dans le cas de la courbe de mortalité, il y a unicité du point d'inflexion, il s'ensuit qu'il suffit, dans une analyse comparative, de distinguer le ou les indices partiels calculés avant ce point d'inflexion et ceux calculés après. Pour ces indices partiels spécifiques, la comparaison spatiale (ou temporelle) est tout à fait pertinente.

Bien plus, puisque dans le cas de la courbe de mortalité la quasi-totalité de l'indice entre l'âge 0 et l'âge d'inflexion (disons, 10 ans) est due à la mortalité infantile (entre l'âge 0 et l'âge 1), comparer des indices calculés pour les groupes d'âge précédant le point

⁽²⁾ Il y a cependant lieu de souligner que, selon le critère de la moindre perte d'information, la somme des taux n'est pas la meilleure combinaison linéaire de ceux-ci, comme l'ont démontré J. Duchêne et G. Wunsch (1980).

d'inflexion revient à comparer les taux de mortalité infantile. L'intérêt de l'analyse comparative de l'indice synthétique de mortalité porte donc sur la portion de la courbe de mortalité située après le point d'inflexion (après 10 ans, ou à partir du groupe 10-14 ans si l'on utilise des groupes d'âge quinquennaux). Or, comme on le verra ultérieurement, la quasi-totalité de l'indice synthétique « global » (de l'âge 0 à l'âge ω) de mortalité est due aux âges qui suivent l'âge d'inflexion (du moins dans les pays les plus industrialisés, où la mortalité infantile est faible).

De cette discussion on peut donc conclure que dans le cas de l'analyse de la mortalité (contrairement à ce qui se présente dans l'analyse de la migration), les problèmes liés à la convexité et à la multiplicité des points d'inflexion de la courbe des taux par âge ne se posent guère, et que donc la comparabilité spatiale et temporelle des indices synthétiques de mortalité est tout à fait pertinente.

Comme pour tout indicateur, le niveau de désagrégation affecte les résultats. Lorsqu'il s'agit de la ventilation selon l'âge, l'impact est beaucoup plus important pour l'indice synthétique de mortalité que pour l'espérance de vie. Cette dernière n'est guère sensible au nombre de classes dans lequel est divisée la durée de vie, parce qu'elle est la somme des probabilités de survie et que donc elle reflète les durées de séjour dans les diverses classes d'âge considérées, ces durées étant bien sûr fonction de la longueur des classes, et donc du nombre de ces dernières. Par contre, le niveau de l'indice synthétique de mortalité est directement fonction du nombre de classes d'âge, de telle sorte que toute comparaison requiert nécessairement un découpage en classes d'âge rigoureusement identique.

Si cette condition - au demeurant plutôt évidente - est respectée, alors l'indice synthétique de mortalité présente un avantage considérable sur l'espérance de vie lorsqu'il s'agit de comparer le niveau de mortalité dans le temps ou dans l'espace. En effet, le fait que dans le cas de l'indice synthétique de mortalité, on effectue une sommation non pondérée des taux de mortalité par âge, présente alors un avantage déterminant. Lorsque, comme cela est la coutume, on analyse ces disparités à partir des valeurs de l'espérance de vie, on aboutit le plus souvent à la conclusion que ces disparités sont très faibles. Une telle conclusion est en quelque sorte biaisée, dans la mesure où le processus de pondération inhérent au calcul de l'espérance de vie conduit à ramener toutes les observations vers une norme, liée à la durée de séjour dans la suite des âges.

On sait que l'espérance de vie représente en fait la somme des probabilités de survie, ce qui implique que dans son calcul, un pour-cent (en points de pourcentage) de risque de décès en plus ou en moins a un poids beaucoup plus important aux âges jeunes qu'un pour-cent de plus ou de moins aux âges avancés. En d'autres termes, pour les groupes d'âge où les taux de mortalité sont les plus élevés (par exemple, au Canada le rapport entre le taux des 0-4 ans et celui des 85 ans et plus est presque de 1 à 100) et où ils peuvent varier beaucoup d'une observation (spatiale ou temporelle) à l'autre, la pondération attribuée dans le calcul de l'espérance de vie est relativement faible, alors que les faibles taux de mortalité infantile et juvénile se voient accorder des poids très élevés. Or, d'une observation spatiale ou temporelle à l'autre, ces poids sont semblables. La procédure de calcul de l'espérance de vie introduit donc un processus d'homogénéisation (spatiale ou temporelle), contrairement à l'indice synthétique qui - par définition - n'implique aucune pondération. Dans ces conditions, il est normal que les valeurs (spatiales ou temporelles) de l'espérance de vie démontrent une moins grande variance que celles de l'indice synthétique de mortalité. Ce dernier, qui reflète de façon égale les conditions de mortalité tout au long de la séquence des âges, semble donc mieux adapté à l'étude des disparités du régime de mortalité que ne l'est l'espérance de vie.

Ces deux indicateurs mesurent en fait des choses différentes. On peut considérer que l'espérance de vie représente en quelque sorte une mesure « micro » : elle résume en seul chiffre les implications du régime actuel de mortalité pour un individu « moyen ». Par contre, l'indice synthétique de mortalité n'a aucune signification « micro » (contrairement à l'indice synthétique de fécondité et - à certaines conditions - l'indice synthétique de migration)⁽³⁾. Mais il permet de résumer en un seul chiffre le niveau général de la courbe exprimant les conditions de mortalité en vigueur dans les différents âges ou groupes d'âge d'une population. En ce sens, il s'agit d'une mesure « macro ».

La conclusion fondamentale que l'on peut dégager de cette brève discussion, est que l'espérance de vie et l'indice synthétique de mortalité sont deux outils complémentaires. Force est cependant de constater que l'analyse de la mortalité a accordé une place exclusive au premier, même si pour certaines questions (comme celle des disparités spatiales ou temporelles) la seconde semble plus appropriée. La deuxième partie de cette communication permettra d'illustrer, sur la base de quelques études empiriques, l'intérêt que peut présenter le recours à l'indice synthétique de mortalité.

2. Quelques résultats empiriques

Le premier exemple d'utilisation conjointe de l'indice synthétique de mortalité et de l'espérance de vie discuté ici est extrait d'une recherche actuellement en cours sur la dynamique démographique des provinces et des régions métropolitaines canadiennes. Les deux premières colonnes du tableau 1 présentent pour chacune des 10 provinces du Canada et pour chacun des deux sexes, l'espérance de vie à la naissance et l'indice synthétique de mortalité à l'âge 0 (c'est-à-dire obtenu par sommation des taux de mortalité des 18 groupes d'âge, du groupe des 0-4 ans à celui des 85 ans et plus, cette sommation étant multipliée par cinq, pour tenir compte de la longueur des groupes d'âge).

Il apparaît clairement de ce tableau qu'il n'y a pas nécessairement de relation univoque entre les deux indicateurs considérés. Par exemple, si l'on se base sur l'espérance de vie, il faudrait conclure que les femmes de l'Île-du-Prince-Édouard ont un régime de mortalité plus favorable que celles de l'ensemble du Canada, alors que si l'on prend en compte l'indicateur synthétique de mortalité on aboutit à la conclusion contraire. De même, on peut constater que l'espérance de vie des femmes du Nouveau-Brunswick et de celles du Manitoba est la même, mais que selon l'indice synthétique ces dernières ont un régime de mortalité plus favorable que les premières. La même observation se vérifie dans le cas des hommes de l'Ontario et de la Saskatchewan, qui ont des espérances de vie quasiment égales mais des indices synthétiques significativement différents; la même chose vaut pour la population masculine de Terre-Neuve comparée à celle du Nouveau-Brunswick.

Les valeurs présentées dans le tableau 1 permettent également de vérifier que, comme cela a été discuté précédemment, les disparités spatiales dans les conditions de mortalité sont

⁽³⁾ Contrairement à la fécondité, lorsqu'il s'agit de la migration l'interprétation de l'indice synthétique en termes de nombre d'événements attendus est sujette à restrictions. Tout d'abord, il est évident que le calcul n'a guère de sens (du moins en termes de comportement) lorsqu'il s'agit de taux d'immigration, puisque dans ce cas la population utilisée au dénominateur n'est pas celle qui est soumise au risque de migrer. Mais la somme des taux d'émigration n'a guère plus de signification comportementale, puisque - par définition - un individu qui a quitté un territoire à un âge donné ne peut être soumis au risque d'émigrer de ce même territoire lorsqu'il se retrouve à l'âge suivant. Le seul cas où la somme des taux de migration par âge peut être interprétée en termes de nombre d'événements attendus par individu est celui d'un contexte national, lorsque les taux sont calculés en rapportant le nombre de migrations observé (pour un découpage territorial donné) entre toutes les unités spatiales du pays pour un âge donné à la population nationale de cet âge. On remarquera que cela implique que soient utilisées des données portant sur le nombre de migrations (comme celles extraites d'un registre de la population), et non sur le nombre de migrants (comme cela est généralement le cas des données censitaires).

nettement plus importantes lorsqu'on prend comme indicateur l'indice synthétique de mortalité plutôt que l'espérance de vie. Pour estimer l'importance de ces disparités, nous avons calculé l'écart moyen entre les valeurs provinciales et la valeur moyenne (nationale), et divisé cet écart moyen par cette valeur moyenne (afin de rendre les résultats comparables). Pour la population masculine, le résultat obtenu est de 0,87 % lorsqu'on adopte comme indicateur l'espérance de vie, et de 5,17 % avec l'indice synthétique; lorsqu'il s'agit de la population féminine, les résultats obtenus s'élèvent à 0,47 % et 4,04 % respectivement. Si l'on ne considère que l'espérance de vie, on pourrait donc conclure qu'il n'y a pratiquement pas d'écarts dans les conditions de mortalité, mais si l'on adopte l'indice synthétique cette conclusion n'est plus valable : l'écart moyen (exprimé en termes relatifs) est alors six à huit fois plus élevé (selon qu'il s'agit de la population masculine ou féminine), et représente de 4 % à 5 % de la valeur moyenne de l'indice, ce qui n'est pas négligeable.

TABLEAU 1 - INDICE SYNTHÉTIQUE DE MORTALITÉ ET ESPÉRANCE DE VIE (E_0),
CANADA ET PROVINCES, 1986-1991

	e_0	Indice synthétique de mortalité		
		à 0 an	à 25 ans	à 55 ans
<i>Hommes</i>				
Terre-Neuve	73,1	2,59	2,56	2,49
Île-du-Prince-Édouard	72,9	2,43	2,40	2,32
Nouvelle-Écosse	72,8	2,50	2,48	2,39
Nouveau-Brunswick	73,1	2,44	2,41	2,33
Québec	72,6	2,51	2,48	2,40
Ontario	74,1	2,36	2,34	2,26
Manitoba	73,6	2,33	2,30	2,22
Saskatchewan	74,2	2,18	2,15	2,07
Alberta	74,3	2,22	2,20	2,12
Colombie-Britannique	74,5	2,16	2,13	2,05
Canada	73,7	2,36	2,33	2,25
<i>Femmes</i>				
Terre-Neuve	79,4	1,69	1,67	1,63
Île-du-Prince-Édouard	80,7	1,53	1,52	1,48
Nouvelle-Écosse	79,9	1,57	1,56	1,52
Nouveau-Brunswick	80,3	1,53	1,52	1,47
Québec	80,3	1,53	1,52	1,47
Ontario	80,4	1,54	1,53	1,48
Manitoba	80,3	1,48	1,46	1,41
Saskatchewan	81,1	1,40	1,39	1,34
Alberta	80,9	1,43	1,42	1,37
Colombie-Britannique	80,9	1,45	1,43	1,39
Canada	80,4	1,51	1,50	1,45

Du moins dans les sociétés les plus industrialisées, les risques de décès sont faibles parmi la population infantile et juvénile et parmi celle des jeunes adultes, de telle sorte que l'essentiel des risques de décès est concentré dans les âges avancés. Les deux dernières colonnes du tableau 1 permettent de se rendre compte à quel point cela est vrai. Nous y présentons respectivement l'indice synthétique à l'âge de 25 ans (c'est-à-dire la somme des taux de mortalité des groupes de 25-29 ans à 85 ans et plus, le résultat de cette sommation étant bien sûr multiplié par cinq, pour tenir compte de la longueur des groupes d'âge), et l'indice à l'âge de 65 ans.

En divisant la valeur de l'indice à 25 ans par la valeur correspondante à 0 an, on obtient la part des risques totaux de décès assumée par les classes d'âge à partir de 25 ans. Selon ce calcul, à peine 1 % de l'ensemble des risques de décès se retrouve dans les âges avant 25 ans. À cet égard, les différences entre les provinces et entre les deux sexes sont minimales. De la même manière, le rapport entre l'indice synthétique à 65 ans et celui à l'âge 0, montre que seulement de 4 % à 5 % (selon les provinces) des risques totaux se retrouvent dans les classes d'âge avant 65 ans. En d'autres termes, les classes d'âge de 65 ans et plus prennent à leur compte quelque 95 % de la surface située en dessous de la courbe de mortalité.

Grâce aux résultats d'une vaste étude comparative internationale effectuée à la fin des années 1970 et au début des années 1980 sous l'égide de l'*International Institute for Applied Systems Analysis*, il est possible de vérifier que les conclusions relatives à l'analyse des disparités spatiales que nous avons dégagées à partir des données canadiennes, ont bien une valeur générale. Le tableau 2 présente l'écart moyen (en valeur absolue et par rapport à la moyenne nationale) de l'espérance de vie et de l'indice synthétique calculé pour divers systèmes régionaux dans 17 pays. Les résultats ne portent pas sur les mêmes années, quoique dans la quasi-totalité des cas l'année de référence se situe au cours de la décennie 1970. Cette diversité dans la période couverte n'affecte cependant guère les conclusions que l'on peut dégager de notre analyse, car il est peu probable que les disparités régionales dans le régime de mortalité d'un pays changent significativement en quelques années.

Il est évident que le découpage territorial peut avoir une incidence considérable sur les résultats d'une analyse des disparités régionales. Toutes autres choses égales par ailleurs, les disparités spatiales seront d'autant plus importantes que le nombre d'unités spatiales dans lequel est décomposé un pays donné est élevé. Dans trois cas (l'Italie, les Pays-Bas et l'ex-République démocratique allemande), nous avons pu utiliser deux découpages différents pour la même année de référence, ce qui nous a permis d'examiner dans quelle mesure nos conclusions sont affectées par le découpage territorial adopté.

À cause de la diversité dans les années de référence et à cause des différences dans le découpage territorial, il est évident que toute comparaison internationale des indicateurs de mortalité et des disparités régionales de ces indicateurs est sujette à caution. Mais cela n'est pas l'objet de notre analyse. Il ne s'agit en effet pas de comparer le niveau de l'espérance de vie et de l'indice synthétique de mortalité des 17 pays considérés ici, mais de comparer l'importance des disparités régionales (mesurée par l'écart moyen des valeurs régionales par rapport à la moyenne nationale) dans le régime de mortalité, selon que ce dernier est «résumé» par l'espérance de vie ou par l'indice synthétique.

Des chiffres du tableau 2, il apparaît clairement que - comme nous avons pu le dégager de la discussion méthodologique de la partie précédente - l'utilisation de l'espérance de vie aboutit à une homogénéité régionale beaucoup plus grande que celle de l'indice synthétique. Quel que soit le pays considéré (et quel que soit le découpage territorial considéré), l'écart moyen par rapport à la moyenne est toujours beaucoup plus

faible lorsqu'on adopte comme indicateur l'espérance de vie plutôt que l'indice synthétique.

TABLEAU 2 - DISPARITÉS RÉGIONALES DE L'ESPÉRANCE DE VIE ET DE L'INDICE SYNTHÉTIQUE DE MORTALITÉ (POPULATION TOTALE, SEXES CONFONDUS, 18 GROUPES D'ÂGE) DANS DIVERS PAYS

Pays	(année; nombre de régions)	Espérance de vie			Indice synthétique de mortalité		
		nationale (N)	Écart moyen		national (N)	Écart moyen	
			≡	en % de N		≡	en % de N
Autriche	(1969-1973; 9)	70,5	0,6	0,8	2,9	0,1	3,4
Bulgarie	(1975; 7)	70,9	0,5	0,7	3,0	0,3	10,6
Canada	(1966-1971; 10)	72,5	0,6	0,8	2,3	0,1	5,8
États-Unis	(1970; 4)	70,8	0,7	0,9	2,4	0,1	3,4
Finlande	(1974; 12)	71,7	1,1	1,5	a	a	5,1
France	(1975; 8)	73,5	1,1	1,5	2,2	0,2	7,4
Hongrie	(1974; 6)	69,0	0,3	0,5	3,0	0,1	2,4
Italie	(1978; 5)	74,1	0,5	0,7	2,4	0,1	3,3
	(1978; 20)	74,1	0,9	1,3	2,4	0,1	4,6
Japon	(1970; 8)	72,2	0,5	0,7	2,8	0,1	2,4
Pays-Bas	(1974; 5)	74,7	0,5	0,6	2,3	0,1	4,3
	(1974; 11)	74,7	0,5	0,6	2,3	0,1	4,3
Pologne	(1977; 13)	70,6	0,6	0,9	2,6	0,1	3,8
R. Fed. Allemande	(1974; 11)	71,9	0,5	0,7	2,7	0,1	3,4
R. Dem. Allemande	(1975; 5)	71,7	0,5	0,6	a	a	3,3
	(1975; 10)	71,7	0,4	0,5	a	a	3,3
Royaume-Uni	(1970; 10)	71,9	0,9	1,3	2,7	0,2	6,4
Suède	(1974; 8)	75,2	0,4	0,6	2,4	0,1	4,2
Tchécoslovaquie	(1975; 10)	70,3	0,6	0,8	3,1	0,2	6,4
Union soviétique	(1974; 8)	69,3	1,7	2,5	2,3	0,1	4,3

a. Les taux par âge n'étant disponibles que pour 16 groupes quinquennaux d'âge, l'indice n'est pas inclus dans cette comparaison, seul l'écart moyen en pourcentage de l'indice calculé sur 16 groupes d'âge étant présenté.

Source : Termote (1986).

Lorsqu'on utilise l'espérance de vie, l'écart moyen est dans la plupart des cas inférieur à 1 % de la valeur nationale; il ne dépasse 2 % que dans un seul pays (il s'agit de l'ex-Union soviétique, avec 2,5 %). Par contre, lorsqu'on adopte l'indice synthétique comme indicateur du régime de mortalité, l'écart moyen est (toujours en termes relatifs) nettement plus élevé. Dans la plupart des cas, cet écart moyen représente alors entre 3 % et 6 % de la valeur nationale. Dans deux pays seulement (la Hongrie et le Japon), cet écart moyen est inférieur à 3 % de la valeur nationale. Le cas extrême est sans doute celui de la Bulgarie, pays pour lequel les valeurs régionales de l'indice synthétique s'écartent en moyenne de 10 % de la valeur nationale, ce qui conduirait à conclure à des disparités régionales importantes, alors que les valeurs régionales de l'espérance de vie ne s'écartent guère de la valeur nationale (l'écart moyen est de 0,7 %). Selon que l'on adopte l'un ou l'autre

indicateur, on conclura donc qu'il y a de fortes disparités régionales ou qu'il n'y en a guère.

Cette observation reste valable quel que soit le découpage territorial utilisé. Dans le cas de l'Italie, le fait de passer de 5 à 20 régions fait augmenter considérablement la mesure des disparités régionales (quel que soit l'indicateur adopté), mais ces dernières sont toujours nettement plus élevées lorsqu'on utilise l'indice synthétique plutôt que l'espérance de vie. Dans le cas des Pays-Bas (passage de 5 à 11 régions) et de l'ex-République démocratique allemande (passage de 5 à 10 régions), le changement dans le découpage territorial n'a apparemment guère d'incidence sur la mesure des disparités régionales (ce qui est plutôt surprenant), mais celles-ci sont toujours nettement plus fortes avec l'indice synthétique.

Conclusion

L'indice synthétique de mortalité et l'espérance de vie apparaissent comme étant deux outils complémentaires. Plutôt que de négliger l'indice synthétique, comme elle le fait presque toujours, l'analyse de la mortalité aurait intérêt à recourir de façon systématique à cet indicateur. L'un et l'autre indicateurs mesurent en fait des choses différentes, et en se limitant à l'espérance de vie, on ne saisit que partiellement les conditions de mortalité en vigueur dans une population donnée. Pour certains types d'analyse, les propriétés et caractéristiques de l'indice synthétique lui donnent même un avantage significatif sur l'espérance de vie. Cela est particulièrement le cas lorsqu'il s'agit d'étudier les disparités régionales (et temporelles) dans le régime de mortalité. Le processus de pondération (des taux de mortalité par âge) implicite dans le calcul de l'espérance de vie aboutit en effet à « homogénéiser » les valeurs régionales, ce qui ne se produit pas dans le cas de l'indice synthétique, puisque - par définition - celui-ci n'utilise aucune pondération.

RÉFÉRENCE BIBLIOGRAPHIQUE

- DUCHÊNE, J. et G. WUNSCH, 1980. «Population-type optimale et composante principale», *Population et famille*, 49, pp. 23-30.
- TERMOTE, M., 1986. «Mortality», in : *Migration and Settlement. A Multiregional Comparative Study* (A. Rogers et F.J. Willekens eds.), Dordrecht/Boston, D. Reidel Publishing Company, Kluwer Academic Publ., pp. 61-108.