

Vérification de deux méthodes d'estimation indirecte de la mortalité

Verification of Two Methods of Indirectly Estimating Mortality

Prueba de dos métodos indirectos para estimar la mortalidad

Marc Tremblay

Volume 12, Number 1, avril 1983

La mortalité

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/600490ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/600490ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (print)

1705-1495 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Tremblay, M. (1983). Vérification de deux méthodes d'estimation indirecte de la mortalité. *Cahiers québécois de démographie*, 12(1), 51–82.
<https://doi.org/10.7202/600490ar>

Article abstract

The use of estimation methods often proves to be indispensable to the study of mortality levels of populations having inadequate data. What degree of confidence can we assign to these methods? To what degree are they efficient, and what are the corresponding margins of error? This paper examines two methods of indirectly estimating mortality: the Bourgeois-Pichat method (estimation of life expectancy at birth), and the Bourbeau and Légaré method (Bourbeau and Légaré, 1982). This last method consists of estimating various past mortality measures, for a given population, by examining these same measures as they were observed in certain other populations, during the period in question. It's a question of estimating the average intervals (in calendar years) between the recent evolution of the different mortality measures of the population being studied, and the evolution (of these same measures) of each of the other populations. By assuming that these intervals also existed in the past, the estimated value of the mortality measure for year A, therefore corresponds to an average of the values observed for the other populations for year A + E, where E is the previously measured interval. We apply these methods to 1826-1976 Norwegian data. Next, we compare the results with data observed during this same period. From these applications and comparisons we, in turn, evaluate each method, and in so doing put forth their advantages and disadvantages. However, we emphasize the Bourbeau and Légaré method—the first of its kind used to estimate certain measures of past mortality.

VERIFICATION DE DEUX METHODES D'ESTIMATION INDIRECTE DE LA MORTALITE

Marc TREMBLAY*

Depuis plusieurs années, bon nombre de méthodes d'estimation de la mortalité ont été élaborées afin de pallier le manque de certaines données nécessaires pour mesurer les différents indices de mortalité. Parmi celles-ci, l'utilisation des tables-types de mortalité s'est avérée de plus en plus répandue. Cependant, étant donné la nature et la gamme importante de ces tables-types, l'utilisateur éventuel doit d'abord connaître la valeur d'un ou plusieurs indices de base qui serviront d'entrées dans les tables-types. Mais, pour connaître ces indices, il faut généralement les estimer, leur valeur réelle étant souvent incalculable à partir des données disponibles. Certaines méthodes d'estimation doivent alors être envisagées pour évaluer ces indices.

C'est ce qu'ont fait Robert Bourbeau et Jacques Légaré dans leur essai sur la mortalité au Canada et au Québec, 1831-1931 (Bourbeau et Légaré, 1982). Dans cet essai, les auteurs ont établi des tables de mortalité de générations par sexe, pour le Canada et le Québec, par périodes décennales de 1831 à 1931.

On sait que ce n'est qu'à partir de 1921 que sont publiées les statistiques d'état civil au Canada, les premières tables de mortalité officielles n'étant établies qu'en 1931. Se trouvant donc devant l'impossibilité de construire des tables de mortalité à l'aide des méthodes classiques, les auteurs ont dû faire appel à des méthodes de statistiques imparfaites, dans le but d'estimer les entrées pour les tables-types nécessaires à l'élaboration des tables de mortalité du moment et, par la suite, des tables de mortalité par génération.

La première méthode envisagée fut celle établie par Bourgeois-Pichat (Bourgeois-Pichat, 1966), à cause de sa simplicité relative et de la disponibilité des données nécessaires à son application, c'est-à-dire la proportion des 65 ans et plus et les taux bruts de mortalité. Cependant, cette méthode s'avéra difficilement

* Département de démographie, Université de Montréal, C.P. 6128, Succursale A, Montréal, QC, H3C 3J7 (343-6610).

applicable, car les données, calculées pour le Canada et le Québec de l'époque, se trouvaient souvent en dehors des limites extrêmes prévues par la méthode. Malgré plusieurs modifications et ajustements effectués pour tenir compte de ce fait, les résultats obtenus étaient, selon les auteurs, plutôt inacceptables.

Devant cette impasse, Bourbeau et Légaré ont pensé utiliser une nouvelle méthode d'estimation, dite "méthode des écarts". En bref, cette méthode consiste à évaluer certains indices du passé en se basant sur l'évolution comparative de ces indices dans la région concernée et dans des régions comparables pourvues de statistiques historiques, durant la plus longue période pour laquelle ils sont connus. Les données de certains pays dont les statistiques remontent plus loin dans le temps que celles du Canada ont servi de terme de comparaison. Ce sont celles de la France, de la Suède, des Etats-Unis et de l'Angleterre et Galles.

Les auteurs ont ainsi calculé les écarts moyens, en années de calendrier, que le Canada et le Québec avaient avec chacun des autres pays, au point de vue de l'évolution des indices mis en comparaison. Sous l'hypothèse du maintien de ces écarts dans le temps, les auteurs ont donc évalué les indices pour le Canada et le Québec, pour la période 1831-1931, en prenant, pour une année donnée, la valeur moyenne des indices de chacun des pays pour les années respectives correspondant aux écarts calculés précédemment. Les indices suivants ont ainsi été calculés:

- . espérance de vie à 10 ans, sexe masculin et sexe féminin

$$(e_{10}^M \text{ et } e_{10}^F),$$

- . probabilité de décéder entre 0 et 15 ans, sexes réunis

$$\left(q_{15\ 0}^{MF} \right),$$

- . probabilité de décéder entre 30 et 50 ans, sexe féminin

$$\left(q_{20\ 30}^F \right).$$

Ces indices devaient servir d'entrées dans les tables-types de Coale et Demeny (espérance de vie à 10 ans) et dans celles de Ledermann (probabilités de décès). Pour produire leurs estimations, les auteurs ont choisi d'utiliser les tables-types de Ledermann. Les résultats obtenus ont semblé satisfaisants, donnant un aperçu vraisemblable de ce qu'a pu être l'évolution de la mortalité au Canada et au Québec entre 1831 et 1931.

Nous nous proposons, ici, d'appliquer cette méthode des écarts à la Norvège, un pays dont les données sont disponibles pour une période remontant assez loin dans le temps. De cette façon, nous serons en mesure de vérifier la concordance entre les valeurs observées et celles obtenues par la méthode des écarts. Auparavant, nous testerons aussi sur la Norvège la méthode de Bourgeois-Pichat, que Bourbeau et Légaré avaient dû écarter pour le Canada et le Québec.

Nous sommes conscient que la vérification de la méthode des écarts à partir des données d'un seul pays, ne peut mener à des conclusions irréfutables. Cependant, rares sont les pays pour lesquels l'ancienneté et la qualité des statistiques de population vont de pair. La Norvège est un de ceux-ci. De plus, elle ne fait pas partie des pays-témoins (Suède, France, Angleterre et Galles, États-Unis) utilisés par Bourbeau et Légaré pour l'application de la méthode (ce qui est une condition nécessaire pour faire une juste vérification de cette méthode).

Enfin, nous croyons que l'application de la méthode des écarts aux données de la Norvège peut fournir un bon aperçu des problèmes et de la marge d'erreur occasionnés par la méthode.

Les données

Les données nécessaires à l'application et à la vérification de chacune des méthodes décrites précédemment sont les suivantes:

Méthode de Bourgeois-Pichat:

- . proportion des 65 ans et plus (P_{65+})
- . taux brut de mortalité (m)
- . espérance de vie à la naissance, sexes réunis (e_0^{MF})

Méthode des écarts:

- . espérance de vie à 10 ans, sexe masculin (e_{10}^M)
- . espérance de vie à 10 ans, sexe féminin (e_{10}^F)
- . probabilité de décéder entre 0 et 15 ans, sexes réunis
(${}_{15}q_0^{MF}$)
- . probabilité de décéder entre 30 et 50 ans, sexe féminin
(${}_{20}q_{30}^F$)

Pour la Norvège, chacun de ces indices est disponible, mais pour des périodes de temps de durée et d'ancienneté variables. Ainsi, nous avons retracé les taux bruts de mortalité de 1735 à 1976 et les espérances de vie de 1826 à 1976. Cependant, nous ne disposons de la proportion des 65 ans et plus qu'à partir de 1846, tandis que les probabilités de décès, calculées à partir des taux de mortalité par âge, ne remontent qu'à 1866.

Voici donc, pour chacune des méthodes, la période pour laquelle son application est possible:

. méthode de Bourgeois-Pichat:	1846-1976
. méthode des écarts (pour les espérances de vie):	1826-1976
. méthode des écarts (pour les probabilités de décès):	1866-1973

Bien que certaines données ne remontent pas aussi loin dans le temps que nous l'aurions souhaité (en particulier les probabilités de décès), nous considérons que les périodes délimitées sont suffisamment étendues pour permettre d'appliquer, de comparer et de vérifier les méthodes de façon satisfaisante.

Les tableaux détaillés de ces données, ainsi que les sources dont elles ont été tirées, sont présentés en annexe (tableaux A et B).

La méthode de Bourgeois-Pichat

Le but de la méthode de Bourgeois-Pichat est d'évaluer l'espérance de vie à la naissance, sexes réunis, à partir de la proportion de la population âgée de 65 ans et plus et du taux brut de mortalité.

Pour ce faire, Bourgeois-Pichat a d'abord calculé, pour 90 départements de la France en 1954-55, une série de rapports $K = m_c/m$ où m est le taux brut de mortalité et m_c un taux comparatif de mortalité. Ce dernier a été calculé en appliquant à une population-type les taux de mortalité par âge, dans le but d'éliminer les effets de structure.

Après avoir démontré que K ne dépendait presque pas du niveau de mortalité, mais seulement de la structure par âge de la population, il a été en mesure d'établir une relation entre cette valeur k et la proportion de la population âgée de 65 ans et plus. Il en a tiré une table donnant la valeur de K pour des proportions de 65 ans et plus (P_{65+}) variant de 4,0% à 21,9%. Il a également construit une table donnant l'espérance de vie à la naissance, sexes réunis, pour des valeurs du taux comparatif de mortalité variant entre 8,0 p. mille et 17,9 p. mille, ces deux indices étant étroitement liés (les deux ne dépendent que des taux de mortalité par âge).

Ainsi, si on connaît la proportion de la population âgée de 65 ans et plus et le taux brut de mortalité de cette population, on peut obtenir l'espérance de vie à la naissance, sexes réunis, de la façon suivante:

1. on déduit la valeur de K à partir de la valeur de P_{65+}
2. on calcule le taux comparatif: $m_c = K \cdot m$
3. on déduit la valeur de e_0^{MF} à l'aide du m_c calculé

Le tableau I présente les résultats de l'application de la méthode aux données de la Norvège pour la période 1846-1976.

Certains problèmes auxquels ont fait face Bourbeau et Légaré refont surface ici. On sait que Bourgeois-Pichat, dans ses tables, ne donne les valeurs de K que jusqu'à une limite inférieure de P_{65+} égale à 4,0%, et les valeurs de e_0^{MF} jusqu'à une limite supérieure de m_c égale à 17,9 p. mille. Pour la Norvège, la plus petite valeur de P_{65+} rencontrée est celle de 1846, égale à 5,7%; il n'y a donc pas de problème de ce côté-là. Les choses sont cependant différentes pour ce qui est des valeurs de m_c . En effet, en 1916 et de 1846 à 1906, la valeur de m_c calculée est supérieure à 17,9 p. mille, seuil au-dessus duquel il n'est plus possible, à partir de la table de Bourgeois-Pichat, de déduire la valeur de e_0^{MF} correspondante.

Examinons d'abord les résultats pour les années où il a été possible d'obtenir une estimation de e_0^{MF} . En comparant les valeurs estimées avec les valeurs observées, on s'aperçoit que les écarts entre les deux varient de -3,5 à +3,3 années. En termes relatifs, les différences oscillent entre -4,6 et +5,3%. Pour ce qui est des tendances, la méthode semble sous-estimer l'espérance de vie à la naissance pour les années récentes, tandis qu'elle la surestime pour les années moins récentes.

Revenons maintenant aux années pour lesquelles on ne peut estimer de e_0^{MF} . Comme nous l'avons mentionné, cela est dû aux limites de la table de Bourgeois-Pichat. On sait que ce dernier, pour construire ses tables, s'est servi des résultats tirés d'observations d'un certain nombre de populations connues. Sans doute n'a-t-il rencontré aucune ou peu de populations pour lesquelles le taux comparatif de mortalité s'élevait au-dessus de 17,9 p. mille. Un simple prolongement de la courbe de Bourgeois-Pichat est à déconseiller, étant donné le degré d'incertitude et de hasard qu'il entraînerait.

Bourbeau et Légaré ont repris la méthode de Bourgeois-Pichat, en se basant sur de nouvelles observations tirées des données provenant de plusieurs pays à des époques différentes, élargissant ainsi la gamme des résultats. Leur but était d'obtenir des observations pour des pays à faible proportion de personnes âgées et dont les taux comparatifs de mortalité s'élevaient au-dessus de 18 p. mille.

Certains problèmes sont cependant survenus. D'abord, l'ajustement qu'ils ont retenu pour établir la relation entre P_{65+} et K , n'est pas parfait et peut être très discutable (1). En effet, pour les valeurs de P_{65+} inférieures à 4%, on obtient un nuage de points très dispersé, si bien que le coefficient de corrélation entre les différents points est pratiquement nul. Il devient alors un peu hasardeux d'en déduire une fonction précise.

(1) Voir Bourbeau et Légaré (1982, p. 17).

TABLEAU I

Estimation de l'espérance de vie à la naissance
par la méthode de Bourgeois-Pichat

Année	P ₆₅₊ (%)	K	m	m _c	e' ₀	e ₀	Différence (3)-(4)	Différence relative (%) ((3)-(4))/(4)
			(0/00)	(0/00)				
		(1)	(2)	(1)x(2)	(3)	(4)		
1846	5,7	1,549	17,9	27,7		45,2		
1856	5,8	1,536	16,9	26,0				
1866	6,2	1,488	17,1	25,4				
1876	6,1	1,499	18,9	28,3		49,8		
1891	7,6	1,346	17,7	23,8				
1901	7,9	1,319	15,0	19,8				
1906	7,7	1,337	13,7	18,3		56,2		
1911	7,7	1,337	13,2	17,6	59,6			
1916	7,6	1,346	13,9	18,7		57,2		
1921	7,7	1,337	11,5	15,4	63,6			
1926	8,0	1,310	10,8	14,1	65,7	62,4	3,3	5,3
1931	8,3	1,283	10,9	14,0	65,9			
1936	8,5	1,265	10,4	13,2	67,0	65,8	1,2	1,8
1941	8,8	1,238	10,8	13,4	66,8			
1946	9,3	1,196	9,4	11,2	69,4			
1951	9,7	1,164	8,4	9,8	71,1	71,9	-0,8	-1,1
1956	10,3	1,116	8,7	9,7	71,2			
1961	11,2	1,048	9,2	9,6	71,3	73,4	-2,1	-2,9
1966	12,2	0,988	9,6	9,5	71,4	73,7	-2,3	-3,1
1971	13,0	0,940	10,0	9,4	71,5	74,3	-2,8	-3,8
1976	13,9	0,886	10,0 ^(*)	8,9	72,0	75,5	-3,5	-4,6

(*)valeur de 1975

Sources: .P₆₅₊, m et e₀: tableau A (en annexe);

.K et e'₀: Bourgeois-Pichat, Jean, "Un calcul approximatif rapide de l'espérance de vie à la naissance à partir du taux brut de mortalité", Population, 21-6: 1126 et 1130.

De plus, comme l'ont d'ailleurs souligné les auteurs, une bonne partie des points en question proviennent d'observations relatives à des pays dont la qualité d'enregistrement des faits d'état civil et des populations peut sérieusement être mise en doute (ex.: Honduras, Togo, Vénézuéla, Sri Lanka, etc.).

Donc, les estimations qu'on pourrait tirer des relations ainsi établies seraient sans doute empreintes d'une marge d'erreur non négligeable. Il est impossible de le vérifier ici avec les données de la Norvège, étant donné que la proportion des 65 ans et plus n'est jamais inférieure à 5,7%, pour les années où on la connaît.

Toutefois, là où le taux comparatif déduit des tables de Bourgeois-Pichat était supérieur à 17,9 p. mille (tableau II), les résultats semblent relativement acceptables. Les marges d'erreur sont à peu près du même ordre de grandeur que celles observées avec la version originale de la méthode de Bourgeois-Pichat.

TABLEAU II

Espérance de vie à la naissance, sexes réunis, estimée selon les résultats de Bourbeau et Légaré (e'_0), et observée (e_0), Norvège, 1846, 1876, 1906, 1916

Année	e'_0	e_0	Différence	Différence relative (%)
	(1)	(2)	(1)-(2)	((1)-(2))/(2)
1846	44,5	45,2	- 0,7	- 1,5
1876	45,5	49,8	- 4,3	- 8,6
1906	58,3	56,2	+ 2,1	+ 3,7
1916	58,0	57,2	+ 0,8	+ 1,4

La question de savoir si la méthode de Bourgeois-Pichat est applicable lorsque P_{65+} est faible et m_c élevé, reste ouverte. La seule façon d'y répondre serait de procéder à partir de données fiables correspondant aux niveaux des valeurs que nous recherchons. Cependant, dans la plupart des pays dont les statistiques sont fiables, les niveaux de mortalité et de proportion de personnes âgées de 65 ans et plus sont largement éloignés des niveaux qui nous intéressent; de fait, cette évolution conjointe (augmentation de la qualité des statistiques ~ baisse de la mortalité ~ augmentation de la proportion des personnes âgées de 65 ans et plus) est souvent inhérente à l'évolution historique d'un pays. Cela constitue donc un obstacle majeur à l'extension de la méthode de Bourgeois-Pichat.

La méthode des écarts

Nous appliquerons maintenant la méthode des écarts aux données de la Norvège, en donnant les résultats à chaque étape tout en faisant ressortir les principaux problèmes rencontrés et les diverses constatations effectuées.

. Choix des pays-témoins

Il s'agit d'abord de choisir un échantillon de pays pour lesquels les données sont assez fiables et remontent le plus loin possible dans le temps. Etant donné que le but poursuivi est d'appliquer et d'évaluer la méthode des écarts employée par Bourbeau et Légaré dans leur essai, nous croyons qu'il est juste et normal d'utiliser les mêmes données, c'est-à-dire celles tirées des statistiques des pays suivants: Suède, Angleterre et Galles, France et Etats-Unis. Le tableau III donne, pour chacun de ces pays, la période pour laquelle les données nécessaires sont disponibles.

TABLEAU III

Période pour laquelle est connue la valeur des indices e_{10}^M ,
 e_{10}^F , q_{15}^{MF} et q_{20}^F , pour la Suède, la France,
 l'Angleterre et Galles et les Etats-Unis

Pays	Période
Suède	1826 - 1976
Angleterre et Galles	1861 - 1971
France	1851 - 1976
Etats-Unis	1921 - 1976

Ces données se retrouvent dans l'ouvrage de Bourbeau et Légaré (2).

(2) Voir Bourbeau et Légaré (1982, pp. 70-71 et 74-75).

. Calcul des écarts

La seconde étape consiste à calculer, pour chacun des indices, les écarts, en années de calendrier, entre la Norvège et chacun des quatre autres pays, pour une période correspondant à peu près à celle utilisée par Bourbeau et Légaré. Pour l'espérance de vie à dix ans, nous prendrons la période 1926-1976. Pour les quotients de mortalité, nous prendrons la période 1928-1973.

Le principe de la méthode est le suivant. Considérons la valeur de l'indice A en l'année X pour la Norvège. Il s'agit de déterminer, pour chacun des pays-témoins, l'année Y au cours de laquelle le niveau considéré a été atteint pour la première fois. Cela se fait par lecture directe ou par interpolation (3). Nous avons ensuite calculé l'écart, en années de calendrier, entre X et Y. Finalement, nous avons calculé l'écart moyen pour toute la période. Les résultats sont présentés dans les tableaux IV à VI.

Une première constatation concerne la variabilité, selon les pays et les indices, du nombre de points dans le temps pour lesquels nous pouvons calculer un écart. Par exemple, pour l'espérance de vie à 10 ans, sexe masculin, les différences sont si élevées qu'on ne peut tirer que deux comparaisons complètes (entre la Norvège et chacun des pays). En effet, le niveau atteint par la Norvège en 1951 n'avait pas encore été atteint par l'Angleterre et Galles en 1971, ni par la France et les Etats-Unis en 1976. Pour ce cas, il faudra donc se contenter d'un nombre restreint de points de comparaison. Pour les autres indices, cependant, les différences sont moins fortes, et nous disposons d'un nombre acceptable de points de comparaison.

Examinons maintenant les écarts calculés. On constate facilement qu'ils ne sont pas constants. Pour un indice et un pays donnés, l'écart entre ce pays et la Norvège peut varier considérablement au cours de la période de comparaison, et peut même changer de sens: la Norvège pourra tantôt être en avance, tantôt être en retard par rapport au même pays. Par exemple, pour c_{15}^{MF} , en 1928, la Norvège a une avance de 7 ans sur la Suède et, 20 ans plus tard, elle accuse un retard de 3 ans (tableau V).

Toutes ces variations font en sorte qu'il faut être prudent dans l'interprétation de l'écart moyen, calculé pour l'ensemble de la période. D'ailleurs, on peut en juger en examinant les écarts-types correspondants.

(3) Nous avons fait l'hypothèse, en cas d'interpolation, de la linéarité de l'évolution des indices entre deux années données.

TABLEAU IV

Années pour lesquelles, dans différents pays,
le niveau de l'espérance de vie à 10 ans,
de la Norvège, a été atteint, 1926-1976

a) Sexe masculin

Norvège	Suède	Écart	Angleterre et Galles	Écart	France	Écart	U.S.A.	Écart
(1)	(2)	(1)-(2)	(3)	(1)-(3)	(4)	(1)-(4)	(5)	(1)-(5)
1926	1925	+1	1943	-17	1945	-19	1946	-20
1936	1935	+1	1947	-11	1953	-17	1952	-16
1951	1958	-7						
1956								
Écart moyen (1926-1976)		-1,7		-14,0		-18,0		-18,0
Écart-type		3,8		3,0		1,0		2,0

b) Sexe féminin

Norvège	Suède	Écart	Angleterre et Galles	Écart	France	Écart	U.S.A.	Écart
(1)	(2)	(1)-(2)	(3)	(1)-(3)	(4)	(1)-(4)	(5)	(1)-(5)
1926	1926	0	1929	- 3	1938	-12	1938	-12
1936	1940	-4	1943	- 7	1946	-10	1946	-10
1951	1958	-7	1963	-12	1960	- 9	1968	-17
1956	1964	-8			1966	-10	1973	-17
1961	1967	-6			1971	-10	1974	-13
1966	1969	-3			1973	- 7	1975	- 9
1971	1975	-4						
1976								
Écart moyen (1926-1976)		-4,6		- 7,3		- 9,7		-13,0
Écart-type		2,5		3,7		1,5		3,1

Sources: calculs effectués à partir du tableau A (en annexe) et des tableaux B.1 et B.2 dans Bourbeau et Légaré (1982, pp. 70-71).

TABLEAU V

Années pour lesquelles, dans différents pays,
le niveau du quotient de mortalité entre 0 et 15 ans,
sexes réunis, de la Norvège, a été atteint, 1928-1973

Norvège(*)	Suède	Écart	Angleterre et Galles	Écart	France	Écart	U.S.A.	Écart
(1)	(2)	(1)-(2)	(3)	(1)-(3)	(4)	(1)-(4)	(5)	(1)-(5)
1928	1935	-7	1944	-16	1949	-21	1940	-12
1933	1938	-5	1946	-13	1950	-17	1943	-10
1938	1939	-1	1947	-9	1951	-13	1944	-6
1943	1937	+6	1945	-2	1950	-7	1941	+2
1948	1945	+3	1950	-2	1954	-6	1950	-2
1953	1950	+3	1955	-2	1960	-7	1964	-11
1958	1954	+4	1961	-3	1964	-6	1970	-12
1963	1958	+5	1966	-3	1970	-7	1973	-10
1968	1964	+4			1974	-6	1976	-8
1973	1969	+4						
Écart moyen (1928-1973)		+1,6		-6,3		-10,0		-7,7
Écart-type		4,2		5,3		5,3		4,6

(*)années centrales des périodes pour lesquelles les quotients ont été calculés

Sources: calculs effectués à partir du tableau B (en annexe) et du tableau D.1 dans Bourbeau et Légaré (1982, p. 74).

TABLEAU VI

Années pour lesquelles, dans différents pays,
le niveau du quotient de mortalité entre 30 et 50 ans,
sexe féminin, de la Norvège, a été atteint, 1928-1973

Norvège(*)	Suède	Écart	Angleterre et Galles	Écart	France	Écart	U.S.A.	Écart
(1)	(2)	(1)-(2)	(3)	(1)-(3)	(4)	(1)-(4)	(5)	(1)-(5)
1928	1925	+ 3	1921	+ 7	1937	- 9	1938	-10
1933	1934	- 1	1934	- 1	1941	- 8	1942	- 9
1938	1939	- 1	1942	- 4	1946	- 8	1947	- 9
1943	1942	+ 1	1944	- 1	1948	- 5	1949	- 6
1948	1950	- 2	1953	- 5	1957	- 9	1972	-24
1953	1957	- 4	1973	-20	1976	-23		
1958	1972	-14						
1963	1976	-13						
1968								
1973								
Écart moyen (1928-1973)		- 3,9		- 4,0		-10,3		-11,6
Écart-type		5,9		8,1		5,8		6,3

(*)années centrales des périodes pour lesquelles les quotients ont été calculés

Sources: calculs effectués à partir du tableau B (en annexe) et du tableau D.2
dans Bourbeau et Légaré (1982, p. 75).

A ce stade-ci, il nous faut maintenant choisir, pour chaque pays et chaque indice, un écart moyen qui, rappelons-le, servira à estimer les valeurs des différents indices pour la Norvège, pour une période antérieure à celle du calcul des écarts. On sait qu'on devra considérer que cet écart demeure constant, tout au long de la période d'estimation. De plus, il faudra choisir un écart "arrondi" aux cinq ans près, comme l'ont fait Bourbeau et Légaré, afin de demeurer conforme à leur démarche.

Ce choix n'est pas aisé à faire. En effet, l'écart moyen calculé (tableaux IV à VI), une fois arrondi, pourrait ne pas être très représentatif de l'évolution sur l'ensemble de la période, compte tenu des variations constatées. De plus, on peut se demander jusqu'à quel point il faut se baser sur l'ensemble de la période pour fixer son choix. Par exemple, si, pour la moitié la plus récente de la période, on a des écarts positifs de 5 ans, et, pour l'autre moitié, des écarts négatifs de 5 ans, devrait-on choisir 0 comme valeur de l'écart? Devrait-on accorder plus de poids aux années plus anciennes, lesquelles sont plus rapprochées de la période pour laquelle nous voulons estimer les indices? Ce sont là autant de questions sur lesquelles Bourbeau et Légaré sont demeurés plutôt muets dans leur ouvrage.

Il conviendrait enfin de tenir compte des variations particulières de la mortalité dues aux effets de la seconde guerre mondiale.

Avant d'aller plus loin, il serait sans doute avantageux de jeter un coup d'oeil sur les données portées en graphique, afin de mieux visualiser les diverses tendances (figures 1 à 4). Nous sommes conscient que le fait de joindre les différents points par des droites peut fausser la réalité, mais ce procédé est compatible avec les interpolations linéaires effectuées lors du calcul des écarts. De toute façon, ce sont l'allure générale et le comportement différentiel des courbes qui nous intéressent davantage, et non des points précis dans le temps.

L'examen des différentes courbes nous permet de mieux saisir cette notion d'écart entre les pays. En général, plus les courbes sont éloignées l'une de l'autre et plus la pente de ces courbes tend vers 0, plus l'écart en années de calendrier entre les pays est élevé. Ce fait ressort nettement sur la figure 1: la Norvège a une avance assez importante sur l'Angleterre et Galles, la France et les Etats-Unis, et, de plus, on peut voir qu'à partir de 1956, la valeur de l'indice a tendance à plafonner, ce qui se reflète par une pente nulle ou même négative des courbes. Cela explique les écarts importants et le peu de points de comparaison obtenus dans le tableau IVa).

Le chevauchement des courbes est aussi un aspect important. En effet, ce chevauchement, se traduisant par des changements de signe dans la valeur des écarts, crée un problème quant à la valeur de l'écart qu'il faudra choisir. On notera également les effets particuliers de la seconde guerre mondiale, qui donnent une allure singulière à certaines courbes (figure 3).

Figure 1

Évolution de l'espérance de vie à 10 ans, sexe masculin (e_{10}^M), 1931 - 1976

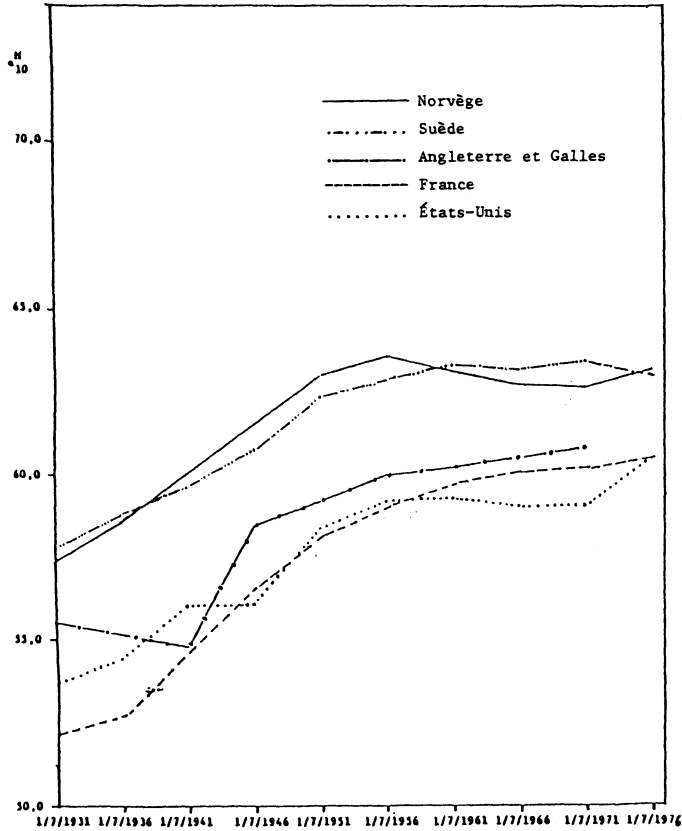
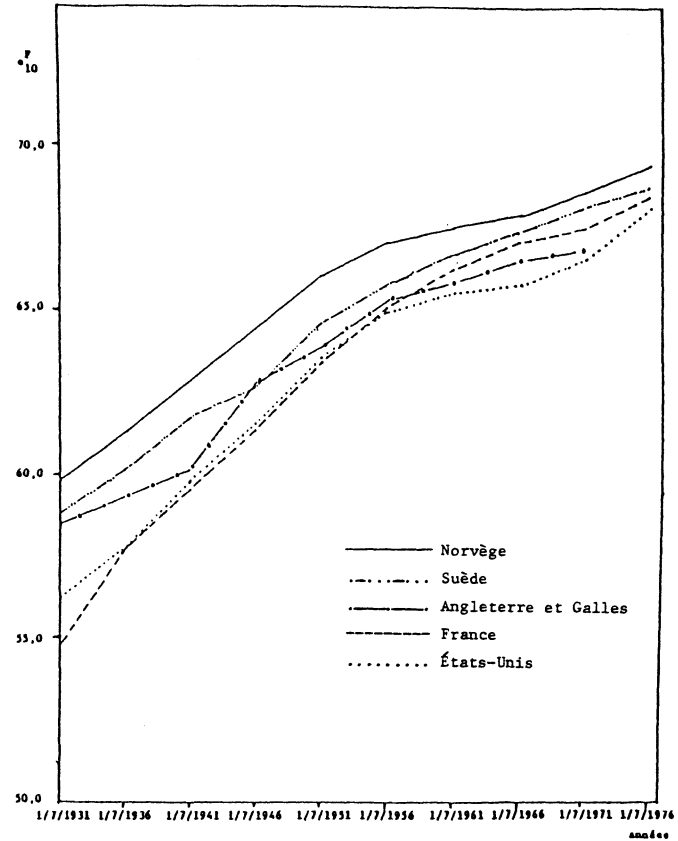


Figure 2

Évolution de l'espérance de vie à 10 ans, sexe féminin (e_{10}^F), 1931 - 1976



Sources: Figure 1: tableau A (en annexe) et tableau B.1 dans Bourbeau et Légaré (1982, p. 70)
 Figure 2: tableau A (en annexe) et tableau B.2 dans Bourbeau et Légaré (1982, p. 71)

Figure 3

Évolution du quotient de mortalité entre
0 et 15 ans, sexes réunis (${}_{15}^{MF}$), 1931 - 1976

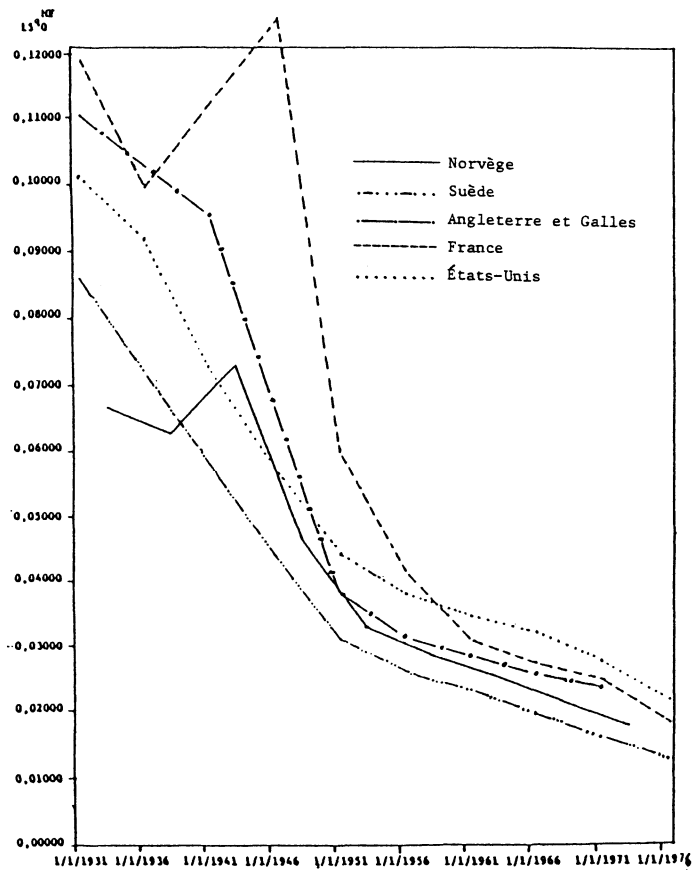
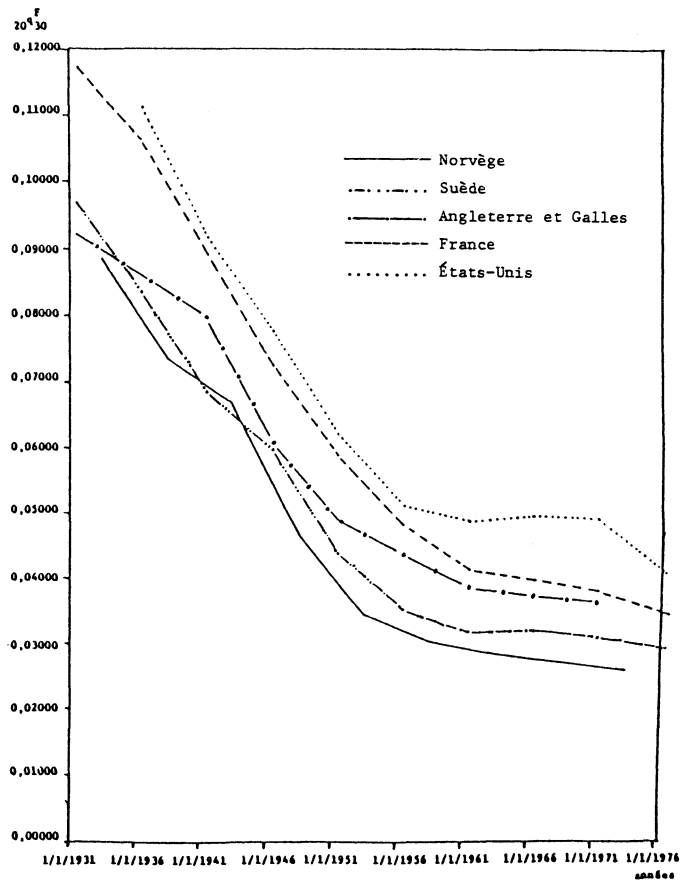


Figure 4

Évolution du quotient de mortalité entre
30 et 50 ans, sexe féminin (${}_{20}^F$), 1931 - 1976



Sources: Figure 3: tableau B (en annexe) et tableau D.1 dans Bourbeau et Légaré (1982, p. 74)
Figure 4: tableau B (en annexe) et tableau D.2 dans Bourbeau et Légaré (1982, p. 75)

Bref, tous ces aspects doivent être pris en compte lors du choix des écarts. En résumé, on peut dire que les critères suivants ont servi à déterminer chacun des écarts choisis entre la Norvège et les autres pays:

- . allure générale des courbes
- . moyenne des écarts calculés
- . effets de la seconde guerre mondiale
- . poids plus important accordé aux années jouxtant la période pour laquelle on procède aux estimations, donc aux années moins récentes.

Les résultats sont donnés au tableau VII (4).

. Estimation des indices

Maintenant que nous avons déterminé, pour chaque indice et chaque pays, l'écart en années de calendrier avec la Norvège, nous sommes en mesure d'estimer, sous l'hypothèse du maintien des écarts dans le temps, la valeur des différents indices pour la Norvège. On pourra ensuite établir des comparaisons entre les indices estimés et les indices calculés à partir des données observées.

La procédure est la suivante. Pour une année et un indice donnés, il suffit de choisir, pour chacun des pays-témoins, la valeur de l'indice correspondant à l'année considérée, décalée de l'écart calculé au tableau VII. Par exemple, la valeur de e_{10}^M de 1851 estimée à partir des données de la France sera celle de $(1851 + 15) = 1866$. Cette valeur correspond au niveau de l'espérance de vie à 10 ans, sexe masculin, que la Norvège aurait atteint en 1851, selon l'écart observé avec la France.

La valeur moyenne des indices obtenus à partir des données des quatre pays-témoins, pour une année donnée, constitue l'estimation cherchée pour la Norvège.

A noter que pour certaines années et certains pays, nous avons dû interpoler, soit à cause de l'absence de données pour ces années, soit à cause d'une situation trop particulière (par exemple, la guerre de 1871 en France).

Les résultats sont donnés dans les tableaux VIII à X.

(4) Nous avons présenté nos résultats aux auteurs de l'essai sur l'évolution de la mortalité au Canada et au Québec, qui en ont conclu que notre choix semblait valable et justifié.

TABLEAU VII

Ecarts déduits, en années de calendrier, entre la Norvège
 et différents pays, pour les indices e_{10}^M ,
 e_{10}^F , 15^{q0}_{MF} et 20^{q30}_F

indice pays	e_{10}^M	e_{10}^F	15^{q0}_{MF}	20^{q30}_F
Suède	même niveau	retard de 5 ans	même niveau	même niveau
Angleterre et Galles	retard de 10 ans	retard de 10 ans	retard de 10 ans	retard de 5 ans
France	retard de 15 ans	retard de 10 ans	retard de 10 ans	retard de 10 ans
Etats-Unis	retard de 15 ans	retard de 10 ans	retard de 10 ans	retard de 10 ans

Sources: tableaux IV, V, VI et figures 1, 2, 3, 4.

TABLEAU VIII

Estimation de l'espérance de vie à 10 ans, pour la Norvège,
à partir des données de certains pays, 1826-1926

a) Sexe masculin

Année	Suède	Angleterre et Galles	France	U.S.A.	Norvège
(1)	pour (1)	pour (1)+10 ans	pour (1)+15 ans	pour (1)+15 ans	pour (1)(estimé)**
1826	46,50				46,50
1836	45,29		48,86		47,08
1846	46,37		48,94		47,66
1851	46,48	47,80	47,93		47,40
1861	48,99	46,10	48,37		47,82
1876	49,32	48,00*	48,34		48,55
1886	52,15	49,00*	48,88		50,01
1896	53,20	51,68*	50,01		51,63
1906	53,86	53,95*	51,99	53,04	53,21
1916	54,60	55,31*	52,18	53,77	53,97
1926	57,44	55,17*	54,64*	56,07	55,83

b) Sexe féminin

Année	Suède	Angleterre et Galles	France	U.S.A.	Norvège
(1)	pour (1)+5ans	pour (1)+10 ans	pour (1)+10 ans	pour (1)+10 ans	pour (1)(estimé)**
1826	47,18				47,18
1836	48,77				48,77
1846	50,45		48,85*		49,65
1851	48,61	48,91	48,75		48,76
1861	52,12	48,25	49,03*		49,80
1876	53,81	50,16*	49,75		51,24
1886	54,14	51,54*	51,46		52,38
1896	54,71	54,52*	51,94		53,72
1906	56,35	56,81*	54,00*		55,72
1916	55,14	58,21*	55,15	55,00	55,88
1926	58,84	59,32*	57,68	57,68	58,38

* valeurs interpolées

**moyenne arithmétique des valeurs des autres pays

Sources: tableaux B.1 et B.2 dans Bourbeau et Légaré (1982, pp. 70-71)

TABLEAU IX

Estimation du quotient de mortalité entre 0 et 15 ans,
sexes réunis, pour la Norvège,
à partir des données de certains pays, 1868-1926

Année	Suède	Angleterre et Galles	France	U.S.A.	Norvège
(1)	pour (1)	pour (1) + 10 ans	pour (1) + 10 ans	pour (1) + 10 ans	pour (1) (estimé)**
1868	0,27687*	0,26791*	0,30786*		0,28421
1871	0,27532	0,24958	0,31784		0,28091
1876	0,27664	0,25980*	0,31391		0,28345
1881	0,25938	0,27001	0,30258		0,27732
1886	0,23808	0,25936*	0,27400		0,25715
1891	0,21336	0,24870	0,23958		0,23388
1896	0,19665	0,23137*	0,19377		0,20726
1901	0,19123	0,21403	0,18416		0,19647
1906	0,15901	0,17656*	0,16702*		0,16753
1911	0,13515	0,13909	0,14988	0,13689	0,14025
1916	0,12524	0,12485*	0,13568	0,11213	0,12448
1921	0,12374	0,11061	0,11897	0,10178	0,11378
1926	0,09097	0,10301*	0,09994	0,09204	0,09649

* valeurs interpolées

**moyenne arithmétique des valeurs des autres pays

Source: tableau D.1 dans Bourbeau et Légaré (1982, p. 74).

TABLEAU X

Estimation du quotient de mortalité entre 30 et 50 ans,
sexe féminin, pour la Norvège,
à partir des données de certains pays, 1868-1926

Année	Suède	Angleterre et Galles	France	U.S.A.	Norvège
(1)	pour (1)	pour (1) + 5 ans	pour (1) + 10 ans	pour (1) + 10 ans	pour (1) (estimé)**
1868	0,16769*	0,21716*	0,19014*		0,19166
1871	0,17045	0,21028*	0,19210		0,19094
1876	0,16553	0,19882	0,19222		0,18552
1881	0,14745	0,20128*	0,17874		0,17582
1886	0,14538	0,20374	0,16736		0,17216
1891	0,14533	0,18392*	0,16810		0,16578
1896	0,13832	0,16410	0,16222		0,15488
1901	0,13851	0,14691*	0,14899		0,14480
1906	0,13452	0,12971	0,14158*		0,13527
1911	0,12560	0,11636*	0,13416	0,15314	0,13232
1916	0,12466	0,10300	0,12528	0,13342	0,12159
1921	0,13560	0,09754*	0,11718	0,12572	0,11901
1926	0,09955	0,09208	0,10622	0,11108	0,10223

* valeurs interpolées

**moyenne arithmétique des valeurs des autres pays

Source: tableau D.2 dans Bourbeau et Légaré (1982, p. 75).

. Comparaison des indices estimés avec les indices observés

Les tableaux XI à XIV présentent les différences mesurées entre les valeurs estimées et les valeurs observées. Notons que ces valeurs observées sont tirées des statistiques de la Norvège, et peuvent être plus ou moins éloignées de ce qu'a été la réalité. Toutefois, ce sont vraisemblablement les données les plus fiables concernant ces indices, c'est-à-dire celles qui s'approchent le plus des valeurs réelles qu'auraient prises ces indices pour les années considérées, ce qui justifie les comparaisons établies et les commentaires qui s'y rapporteront.

Considérons d'abord les espérances de vie à 10 ans (tableaux XI et XII). Pour le sexe masculin, les différences varient, en années, de -3,80 à +1,27, et les différences relatives, en pourcentage, de -7,6 à +2,4. Les valeurs correspondantes pour le sexe féminin vont de -5,22 à +0,88 (années) et de -10,0 à +1,6 (%). Ces différences ne sont quand même pas négligeables. En effet, une sous-estimation de 5 à 10% de l'espérance de vie à 10 ans est assez significative, surtout lorsqu'on tient compte de la lenteur de l'évolution de cet indice à l'époque. On peut constater, comme l'ont d'ailleurs supposé Bourbeau et Légaré dans leur essai, que plus on remonte dans le temps, plus les écarts relatifs entre les valeurs estimées et les valeurs observées s'accroissent (règle générale). La moyenne des différences relatives par période le démontre assez bien: elle est sensiblement plus élevée pour la période 1826-1876 que pour la période 1886-1926.

La méthode semble donc, pour ce qui est de la Norvège, sous-estimer l'espérance de vie à 10 ans, pour les années les moins récentes.

Il y a un aspect intéressant que nous croyons bon de faire ressortir. Comme nous l'avons mentionné plus haut, l'évolution de l'espérance de vie à 10 ans, à cette époque, était relativement lente. Donc, si la valeur estimée de l'indice pour une année donnée s'éloigne un peu trop de la valeur observée, on peut alors aboutir à un niveau estimé, pour l'année en question, correspondant au niveau atteint un grand nombre d'années avant ou après, selon le cas. Par exemple, le niveau estimé pour le sexe masculin, en 1876, a été atteint, selon les valeurs observées, entre 1836 et 1846, donc au moins 30 ans auparavant. Cela constitue une marge d'erreur assez importante lorsqu'il s'agit de connaître l'évolution historique d'un indice comme l'espérance de vie à 10 ans, pour un pays donné.

Passons maintenant aux quotients de mortalité (tableaux XIII et XIV). On remarque en premier lieu que les différences relatives, pour les deux quotients, sont en général beaucoup plus élevées que celles calculées pour les espérances de vie à 10 ans, et ce, malgré le fait que la période considérée remonte moins loin dans le temps. Pour le quotient de mortalité entre 0 et 15 ans, sexes réunis, les différences relatives varient de -0,2 à +23,5%, tandis que pour le quotient de mortalité entre 30 et 50 ans, sexe féminin, les mêmes différences vont de -14,4 à +14,5%. Il faut cependant noter que les différences entre les espérances de vie associées à ces quotients

TABLEAU XI
Marges d'erreur entre e_{10}^M estimé et e_{10}^M observé,
Norvège, 1826-1926

Année	e_{10}^M estimé (1)	e_{10}^M observé (2)	Différence (1)-(2)	Différence relative (%) ((1)-(2))/(2)
1826	46,50	50,30	-3,80	-7,6
1836	47,08	47,40	-0,32	-0,7
1846	47,66	49,40	-1,74	-3,5
1851	47,40	49,40	-2,00	-4,0
1861	47,82	50,80	-2,98	-5,9
1876	48,55	50,80	-2,25	-4,4
1886	50,01	51,30	-1,29	-2,5
1896	51,63	51,10	+0,53	+1,0
1906	53,21	52,90	+0,31	+0,6
1916	53,97	52,70	+1,27	+2,4
1926	55,83	56,30	-0,47	-0,8

Moyenne des différences relatives (%) (prises en valeur absolue)	
1826 - 1876	4,4
1886 - 1926	1,5
1826 - 1926	3,0

Sources: tableaux VIIIa) et A.

TABLEAU XII

Marges d'erreur entre e_{10}^F estimé et e_{10}^F observé,
Norvège, 1826-1926

Année	e_{10}^F estimé (1)	e_{10}^F observé (2)	Différence (1)-(2)	Différence relative (%) ((1)-(2))/(2)
1826	47,18	52,40	-5,22	-10,0
1836	48,77	50,40	-1,63	- 3,2
1846	49,65	51,80	-2,15	- 4,2
1851	48,76	52,00	-3,24	- 6,2
1861	49,80	52,80	-3,00	- 5,7
1876	51,24	53,10	-1,86	- 3,5
1886	52,38	53,30	-0,92	- 1,7
1896	53,72	54,10	-0,38	- 0,7
1906	55,72	55,10	+0,62	+ 1,1
1916	55,88	55,00	+0,88	+ 1,6
1926	58,38	58,40	-0,02	- 0,0

Moyenne des différences relatives (%)
(prises en valeur absolue)

1826 - 1976	5,5
1886 - 1926	1,0
1826 - 1926	3,4

Sources: tableaux VIIIb) et A.

TABLEAU XIII

Marges d'erreur entre $15^q_0^{MF}$ estimé et $15^q_0^{MF}$ observé,
Norvège, 1868-1926

Année	$15^q_0^{MF}$ estimé (1)	$15^q_0^{MF}$ observé (*) (2)	Différence (1)-(2)	Différence relative (%) ((1)-(2))/(2)
1868	0,28421	0,23067	+0,05354	+23,2
1871	0,28091	0,23467	+0,04624	+19,7
1876	0,28345	0,22945	+0,05400	+23,5
1881	0,27732	0,23133	+0,04599	+19,9
1886	0,25715	0,23139	+0,02576	+11,1
1891	0,23388	0,21840	+0,01548	+ 7,1
1896	0,20726	0,19470	+0,01256	+ 6,5
1901	0,19647	0,16508	+0,03139	+19,0
1906	0,16753	0,14131	+0,02622	+18,6
1911	0,14025	0,12545	+0,01480	+11,8
1916	0,12448	0,12469	-0,00021	- 0,2
1921	0,11378	0,10361	+0,01017	+ 9,8
1926	0,09649	0,08058	+0,01591	+19,7

(*) calculés par interpolation entre les années centrales des périodes quinquennales

Moyenne des différences relatives (%) (prises en valeur absolue)	
1868 - 1891	17,4
1896 - 1926	12,2
1868 - 1926	14,6

Sources: tableaux IX et B.

TABLEAU XIV

Marges d'erreur entre $20^{\text{q}}_{30}^{\text{F}}$ estimé et $20^{\text{q}}_{30}^{\text{F}}$ observé,
Norvège, 1868-1926

Année	$20^{\text{q}}_{30}^{\text{F}}$ estimé (1)	$20^{\text{q}}_{30}^{\text{F}}$ observé(*) (2)	Différence (1)-(2)	Différence relative (%) ((1)-(2))/(2)
1868	0,19166	0,16739	+0,02427	+14,5
1871	0,19094	0,16814	+0,02280	+13,6
1876	0,18552	0,16679	+0,01873	+11,2
1881	0,17582	0,16533	+0,01049	+ 6,3
1886	0,17216	0,16304	+0,00912	+ 5,6
1891	0,16578	0,16262	+0,00316	+ 1,9
1896	0,15488	0,15634	-0,00146	- 0,9
1901	0,14480	0,14961	-0,00481	- 3,2
1906	0,13527	0,14396	-0,00869	- 6,0
1911	0,13232	0,13557	-0,00325	- 2,4
1916	0,12159	0,14206	-0,02047	-14,4
1921	0,11901	0,12615	-0,00714	- 5,7
1926	0,10223	0,10632	-0,00409	- 3,8

(*) calculés par interpolation entre les années centrales des périodes quinquennales

Moyenne des différences relatives (%) (prises en valeur absolue)	
1868 - 1891	8,9
1896 - 1926	5,2
1868 - 1926	6,9

Sources: tableaux X et B.

(d'après les tables de Ledermann) ne sont pas aussi fortes: on a estimé qu'elles étaient de l'ordre de 4 à 5% pour e_{10} et de 10 à 12% pour e_0 . Néanmoins, si l'on considère uniquement les quotients de mortalité comme tels, un écart de 20% entre le quotient estimé et le quotient calculé selon les valeurs observées ne peut être accepté comme négligeable.

Pour ce qui est des tendances générales, on remarque, comme pour les espérances de vie à 10 ans, que la moyenne des écarts est plus élevée pour la période moins récente que pour la plus récente. De plus, la méthode surestime le quotient de mortalité entre 0 et 15 ans pour presque toute la période (mis à part l'année 1916). Pour sa part, le quotient de mortalité entre 30 et 50 ans, sexe féminin, est surestimé de 1868 à 1891, et sous-estimé de 1896 à 1926. La marge en années de calendrier, mentionnée précédemment pour les espérances de vie à 10 ans, existe aussi pour les quotients de mortalité. Par exemple, pour ${}_{15}q_0^{MF}$, le niveau estimé en 1886 a été atteint, selon l'observation, avant 1868, donc au moins 18 ans auparavant.

Donc, dans l'ensemble, on peut dire que les résultats obtenus avec la méthode des écarts ne sont acceptables que dans la mesure où les différences relatives calculées précédemment peuvent être considérées comme acceptables. Elles le sont sans doute du point de vue de la situation globale du niveau de mortalité, mais elles peuvent le devenir beaucoup moins pour ce qui est de l'évolution dans le temps du niveau des différents indices, ainsi que pour les années les moins récentes, où le risque d'erreur peut être assez important. Les tables de mortalité qu'on établirait à partir de la méthode des écarts traduiraient peut-être l'allure générale de la réalité. Cependant, il faudrait être conscient du niveau de la marge d'erreur dont sont empreints les indices ayant servi d'entrées pour ces tables, de façon à effectuer une analyse convenable de la mortalité. Mais cette marge d'erreur peut être elle-même difficile à cerner. En effet, si l'on se base sur les résultats obtenus dans cette étude, le degré d'incertitude paraît plutôt difficile à évaluer, étant donné les grandes variations constatées dans les différences absolues et les différences relatives, suivant l'indice et l'année concernés. De plus, étant donné que nous nous sommes servi de l'expérience d'un seul pays, on ne peut tirer de cette démarche des conclusions sûres et générales applicables à n'importe quelle autre situation. Le test de la méthode pour d'autres pays pourrait conduire à des conclusions différentes et éventuellement élargir la gamme des marges d'erreurs auxquelles on peut aboutir.

CONCLUSION

Les méthodes d'estimation que nous avons examinées semblent assez comparables du point de vue du degré de confiance qu'on peut leur accorder. Cependant, elles ont leurs propres avantages et désavantages. La méthode de Bourgeois-Pichat, relativement simple dans son application, devient inefficace dans certaines circonstances (taux bruts de mortalité élevés et/ou faible proportion des 65 ans et plus). Cette méthode est donc peu recommandable lorsqu'il s'agit d'étudier la mortalité de populations anciennes. La méthode des écarts, par contre,

est indépendante du niveau de tel ou tel indice de mortalité, ce qui permet d'établir des estimations pour des époques plus anciennes. Toutefois, son application est beaucoup plus délicate que celle de la méthode de Bourgeois-Pichat. De plus, l'hypothèse du maintien des écarts dans le temps est de moins en moins sûre à mesure que l'on s'éloigne de la période de comparaison.

En ce qui concerne l'utilisation même de la méthode des écarts, nous croyons qu'il faut être prudent et conscient des difficultés qu'elle peut engendrer, spécialement lors du choix des écarts ("retard", "avance", "même niveau"). En effet, ce choix n'est pas toujours facile à faire, étant donné la gamme importante de critères entrant en ligne de compte. En l'absence d'une description précise et exhaustive de la marche à suivre, beaucoup de place est laissée à l'arbitraire.

Néanmoins, d'après les résultats obtenus dans cette étude et dans l'essai de Bourbeau et Légaré, l'utilisation de la méthode des écarts, pour estimer la mortalité, peut donner des résultats relativement acceptables dans l'ensemble, et constitue sûrement, dans certaines circonstances, un bon moyen de pallier les lacunes des données. A cet égard, elle se prêterait vraisemblablement à d'autres situations. D'ailleurs, elle diffère peu de la démarche suivie dans le cas de certains types de projections dans lesquelles on suppose que le groupe considéré conservera dans l'avenir l'écart connu avec des groupes en avance.

ANNEXE

TABLEAU A

Valeur de certains indices, Norvège, 1826-1976

Année	P ₆₅₊ (%)	m (0/00)	e _o ^{MF}	e ₁₀ ^M	e ₁₀ ^F
1826		18,5	46,5	50,3	52,4
1831		19,8			
1836		19,3	43,7	47,4	50,4
1841		17,3			
1846	5,7	17,9	45,2	49,4	51,8
1851		17,1	46,4	49,4	52,0
1856	5,8	16,9			
1861		19,5	48,7	50,8	52,8
1866	6,2	17,1			
1871		16,9			
1876	6,1	18,9	49,8	50,8	53,1
1881		17,0			
1886		16,3	50,0	51,3	53,3
1891	7,6	17,7			
1896		15,2	52,3	51,1	54,1
1901	7,9	15,0			
1906	7,7	13,7	56,2	52,9	55,1
1911	7,7	13,2			
1916	7,6	13,9	57,2	52,7	55,0
1921	7,7	11,5			
1926	8,0	10,8	62,4	56,3	58,4
1931	8,3	10,9			
1936	8,5	10,4	65,8	58,6	61,3
1941	8,8	10,8			
1946	9,3	9,4			
1951	9,7	8,4	71,9	63,1	66,0
1956	10,3	8,7		63,6	67,0
1961	11,2	9,2	73,4	63,2	67,4
1966	12,2	9,6	73,7	62,8	67,8
1971	13,0	10,0	74,3	62,7	68,5
1976	13,9	10,0(*)	75,5	63,2	69,3

(*) valeur de 1975

Sources du tableau A

- . Proportion des 65 ans et plus (P_{65+}):
 - pour 1846 à 1906: calculées à partir des distributions par grands groupes d'âge et par sexe, dans Historisk Statistikk 1978, Statistisk sentralbyrå, Oslo, 1978, pp. 42-43;
 - pour 1911 à 1976: calculées à partir des distributions par années d'âge et par sexe, dans Historiske Tabeller over Folkemengde, Giftermål og Dødsfall 1911-1976, Statistisk sentralbyrå, Oslo, 1978, pp. 61-70.

- . Taux de mortalité (m):
 - pour 1826 à 1861: Drake, Michael, Population and Society in Norway, 1735-1865, London, Cambridge University Press, 1969, pp. 194-195;
 - pour 1866 à 1976: Historisk Statistikk 1978, Statistisk sentralbyrå, Oslo, 1978, pp. 45-47.

- . Espérance de vie à la naissance (e_0^{MF}):
 - pour 1826 à 1961: Henry, Louis, "La population de la Norvège depuis deux siècles", Population, 1970, no 3, p. 554;
 - pour 1966 à 1971: calculées à partir des espérances de vie à la naissance selon le sexe par période quinquennale, dans Historisk Statistikk 1978, Statistisk sentralbyrå, Oslo, 1978, p. 56.

- . Espérances de vie à 10 ans (e_{10}^M et e_{10}^F):
 - pour 1826 à 1976: correspondent aux années centrales des périodes pour lesquelles elles ont été calculées dans Historisk Statistikk 1978, Statistisk sentralbyrå, Oslo, 1978, p. 56.

TABLEAU B

Quotients de mortalité (${}_{15}q_0^{MF}$ et ${}_{20}q_{30}^F$),
Norvège, 1866-1975

Période	${}_{15}q_0^{MF}$	${}_{20}q_{30}^F$
1866 - 1870	0,23067	0,16739
1871 - 1875	0,23733	0,16864
1876 - 1880	0,22420	0,16555
1881 - 1885	0,23609	0,16518
1886 - 1890	0,22825	0,16162
1891 - 1895	0,21183	0,16329
1896 - 1900	0,18328	0,15170
1901 - 1905	0,15294	0,14822
1906 - 1910	0,13355	0,14112
1911 - 1915	0,12005	0,13187
1916 - 1920	0,12778	0,14885
1921 - 1925	0,08749	0,11101
1926 - 1930	0,07598	0,10320
1931 - 1935	0,06692	0,08821
1936 - 1940	0,06302	0,07355
1941 - 1945	0,07324	0,06687
1946 - 1950	0,04701	0,04668
1951 - 1955	0,03314	0,03430
1956 - 1960	0,02859	0,03013
1961 - 1965	0,02534	0,02820
1966 - 1970	0,02122	0,02699
1971 - 1975	0,01740	0,02562

Source: quotients calculés par la méthode actuarielle,
à partir des taux de mortalité par groupes d'âge
tirés de Historisk Statistik 1978, Statistik
sentralbyrå, Oslo, 1978, pp. 54-55

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BOURBEAU, Robert et LEGARE, Jacques, 1982. Evolution de la mortalité au Canada et au Québec, 1831-1931, Montréal, Les Presses de l'Université de Montréal, Collection Démographie canadienne, no 6, 141 p.
- BOURGEOIS-PICHAT, Jean, 1966. "Un calcul approximatif rapide de l'espérance de vie à la naissance à partir du taux brut de mortalité", Population, 21, 6, 1123-1134.
- DRAKE, Michael, 1969. Population and Society in Norway, 1735-1865, London, Cambridge University Press, 256 p.
- HENRY, Louis, 1970. "La population de la Norvège depuis deux siècles", Population, 25, 3, 543-557.
- LEDERMANN, Sully, 1969. Nouvelles tables-types de mortalité, Paris, Presses Universitaires de France, INED, cahier no 53, 260 p.
- Statistik sentralbyrå, 1978. Historisk Statistikk 1978, Oslo, 650 p.
- Statistik sentralbyrå, 1978. Historiske Tabeller over Folkemengde, Giftermål og Dødsfall 1911-1976, Oslo, 135 p.

RESUME ~ SUMMARY ~ RESUMEN

TREMBLAY Marc. ~ VERIFICATION DE DEUX METHODES D'ESTIMATION INDIRECTE DE LA MORTALITE.

L'utilisation de méthodes d'estimation s'avère souvent indispensable pour étudier la mortalité de populations pour lesquelles les données nécessaires sont déficientes. Mais, quelle confiance peut-on accorder à ces méthodes? Jusqu'à quel point sont-elles efficaces et quelles sont les marges d'erreur qu'elles comportent? Le présent article examine deux méthodes d'estimation indirecte de la mortalité: la méthode de Bourgeois-Pichat (estimation de l'espérance de vie à la naissance), et celle utilisée par Bourbeau et Légaré (Bourbeau et Légaré, 1982), qui consiste à estimer, pour une population donnée, certains indices de mortalité du passé en utilisant le décalage (en années de calendrier) observé à une époque récente entre cette population et certaines autres populations (méthode des écarts). Nous appliquons ces méthodes aux données de la Norvège pour la période 1826-1976. Les résultats sont ensuite mis en comparaison avec les données observées pour la même période. A partir de ces applications et comparaisons, nous faisons une évaluation de chacune des méthodes, en faisant ressortir les avantages et les inconvénients qui les caractérisent. Nous mettons toutefois l'accent sur la méthode des écarts, dont l'utilisation par Bourbeau et Légaré est la première du genre pour estimer certains indices de mortalité du passé.

TREMBLAY Marc. ~ VERIFICATION OF TWO METHODS OF INDIRECTLY ESTIMATING MORTALITY.

The use of estimation methods often proves to be indispensable to the study of mortality levels of populations having inadequate data. What degree of confidence can we assign to these methods? To what degree are they efficient, and what are the corresponding margins of error? This paper examines two methods of indirectly estimating mortality: the Bourgeois-Pichat method (estimation of life expectancy at birth), and the Bourbeau and Légaré method (Bourbeau and Légaré, 1982). This last method consists of estimating various past mortality measures, for a given population, by examining these same measures as they were observed in certain other populations, during the period in question. It's a question of estimating the average intervals (in calendar years) between the recent evolution of the different mortality measures of the population being studied, and the evolution (of these same measures) of each of the other populations. By assuming that these intervals also existed in the past, the estimated value of the mortality measure for year A, therefore corresponds to an average of the values observed for the other populations for year A + E, where E is the previously measured interval. We apply these methods to 1826-1976 Norwegian data. Next, we compare the results with data observed during this same period. From

these applications and comparisons we, in turn, evaluate each method, and in so doing put forth their advantages and disadvantages. However, we emphasize the Bourbeau and Légaré method - the first of its kind used to estimate certain measures of past mortality.

TREMBLAY Marc. - PRUEBA DE DOS METODOS INDIRECTOS PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD.

El uso de métodos indirectos se hace indispensable cuando se intenta estudiar la mortalidad de poblaciones con datos deficientes. Pero hasta qué punto estas técnicas son confiables? O cuales son los margenes de error que suponen? En este articulo se consideran dos procedimientos indirectos: el de Bourgeois-Pichat (estimacion de la esperanza de vida al nacimiento) y el de Bourbeau y Légaré (Bourbeau y Légaré, 1982). Este ultimo (método de los "desvios") consiste en aplicar al pasado las diferencias de mortalidad encontradas para una época relativamente reciente. La prueba fue llevada a cabo sobre el caso de noruega, entre 1826 y 1976. Una vez realizadas las estimaciones indirectas, los resultados fueron comparados con las estimaciones directas correspondientes al mismo periodo. De esta forma, es posible efectuar una evaluacion de cada procedimiento, poniendo en evidencia sus ventajas y desventajas respectivas. Aqui se hace especial hincapié en el método de los desvios, cuyo empleo por Bourbeau y Légaré constituye el primero del género.