

# INDICES DÉMOGRAPHIQUES ET INDICATEURS DE SANTÉ DES POPULATIONS

PRÉSENTATION ET INTERPRÉTATION

Yves Péron et Claude Strohmenger



Des données sous plusieurs formes...

Statistique Canada diffuse les données sous formes diverses. Outre les publications, des totalisations habituelles et spéciales sont offertes sur imprimés d'ordinateur, sur microfiches et microfilms et sur bandes magnétiques. Des cartes et d'autres documents de référence géographiques sont disponibles pour certaines sortes de données. L'accès direct à des données agrégées est possible par le truchement de CANSIM, la base de données ordinolingue et le système d'extraction de Statistique Canada.

#### Comment obtenir d'autres renseignements

Toutes demandes de renseignements au sujet de cette publication ou de statistiques et services connexes doit être adressées à

Section de la recherche et de l'analyse, Division de la santé.

Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6 (téléphone: 990-8573) ou au centre de consultation de Statistique Canada:

St. John's	(772-4073)	Sturgeon Falls	(753-4888)
Halifax	(426-5331)	Winnipeg	(949-4020)
Montréal	(283-5725)	Regina	(359-5405)
Ottawa	(990-8116)	Edmonton	(420-3027)
Toronto	(973-6586)	Vancouver	(666-3691)

Un service d'appel interurbain sans frais est offert, dans toutes les provinces et dans les territoires, aux utilisateurs qui habitent à l'extérieur des zones de communication locale des centres régionaux de consultation:

Terre-Neuve et Labrador	Zénith 0-7037
Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick et Île-du-Prince-Édouard	1-800-565-7192
Québec	1-800-361-2831
Ontario	1-800-268-1151
Manitoba	1-800-282-8006
Saskatchewan	1(112)800-667-3524
Alberta	1-800-222-6400
Colombie-8ritannique (sud et centrale)	112-800-663-1551
Yukon et le nord de la C8. (territoire desservi par la NorthwesTel Inc.)	Zénith 0-8913

#### Comment commander les publications

Territoires du Nord-Ouest (territoire desservi par la NorthwesTel Inc.)

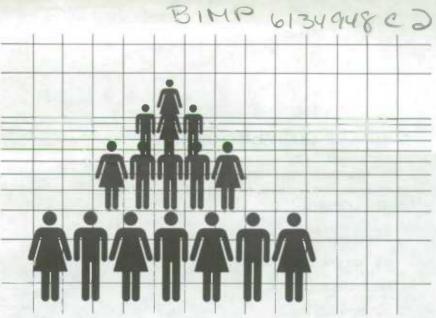
On peut se procurer cette publication et les autres publications de Statistique Canada auprès des agents autorisés et des autres librairies locales, par l'entremise des bureaux locaux de Statistique Canada, ou en écrivant à la Section des ventes et de la distribution des publications, Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6.

Zénith 2-2015

1(613)993-7276

Toronto

Carte de crédit seulement (973-8018)



# INDICES DÉMOGRAPHIQUES ET INDICATEURS DE SANTÉ DES POPULATIONS

PRÉSENTATION ET INTERPRÉTATION Yves Péron et Claude Strohmenger

#### Statistique Canada

Division de la santé Section de la recherche et de l'analyse

Publication autorisée par le ministre des Approvisionnements et Services Canada

L'analyse et l'interprétation des données sont la responsabilité de l'auteur (ou des auteurs) et non celle de Statistique Canada

<sup>©</sup> Ministre des Approvisionnements et Services Canada 1985

Novembre 1985 4-2303-504

Prix: Canada, \$30.00 Autres pays, \$31.50

Paiement en dollars canadiens ou l'équivalent

Catalogue 82-543F

ISBN 0-660-91315-1

Ottawa

This publication is available in English upon request (Catalogue 82-543E)

#### SIGNES CONVENTIONNELS

Les signes conventionnels suivants sont employés uniformément dans les publications de Statistique Canada:

- .. nombres indisponibles.
- ... n'ayant pas lieu de figurer.
- néant ou zéro.
- -- nombres infimes.
- p nombres provisoires.
- r nombres rectifiés.
- x confidentiel en vertu des dispositions de la Loi sur la statistique relatives au secret.

#### REMERCIEMENTS

Les auteurs désirent exprimer ici leur gratitude pour tous les appuis et les conseils reçus au cours de cette étude.

La réalisation de la phase préliminaire du travail a bénéficié de l'aide du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada, sous la forme d'une bourse accordée au premier auteur.

L'essentiel du soutien technique et du travail de programmation a été assuré par: André Charette, de la Division de la santé; André Guillemette, François Nault et Isabelle de Pourbaix, du Département de démographie de l'Université de Montréal; et Suzanne Lebel-Péron.

La première version du texte a été soumise, pour examen critique à: Dr. Roderic Beaujot (Département de sociologie, Université Western Ontario) qui a bien voulu revoir l'étude dans les deux langues officielles; Dr. Madeleine Blanchet (Présidente, Conseil des affaires sociales et de la famille du Québec); Dr. Don Wigle (Santé et Bien-être social Canada). D'autres ont fait part de leurs remarques sur des parties de l'étude ou des points particuliers; parmi eux: Owen Adams, Neil Collishaw, Jean Dumas, Brian Harrison, Dr. Gareth Jones, John McWhinnie, Dr. Greg Sherman, Dr. Robert Usher et Russell Wilkins. Leurs conseils et leurs encouragements ont été très précieux.

Enfin, les auteurs tiennent à faire part de leur reconnaissance toute particulière envers Douglas E. Angus, Chef de la Section de la recherche et de l'analyse (Division de la santé), qui a encouragé cette recherche et a tout fait pour qu'elle se déroule dans les conditions les plus favorables.

Tous auront contribué à la réalisation de cet ouvrage, mais les auteurs assument évidemment l'entière responsabilité de son contenu et de toute erreur qui aurait pu s'y glisser.

the state of the s

The second secon

and the expected the first section of the section o

The property of the property of the companies of the property of the property

and the legacy that the production of the control o

The state of the second of the

#### PRÉFACE

Assurer au plus grand nombre possible de personnes un état de santé permettant une vie longue et active a été, et demeure, un objectif social majeur des gouvernements modernes. Toutefois, après l'effondrement du péril infectieux et de la mortalité prématurée qui en résultait, la poursuite de cet objectif est apparue de plus en plus difficile, et aussi de plus en plus onéreuse, au fur et à mesure que s'affirmait la prépondérance des maladies chroniques, lesquelles sont souvent incurables et invalidantes. Devant cet obstacle, les recherches sur l'état de santé des populations se sont multipliées et ont conduit à en proposer des mesures qui ne soient plus limitées aux indices classiques de morbidité et de mortalité.

Ainsi, de plus en plus couramment, les données recueillies sur la santé des populations concernent à la fois les quatre aspects suivants: l'exposition aux facteurs de risque, dont l'intensité varie beaucoup en fonction de l'environnement et des habitudes de vie des populations; l'incidence et la prévalence des maladies, dont la connaissance est essentielle à l'estimation des besoins de santé; la prévalence des incapacités - conséquences d'un mauvais état de santé - à laquelle est de plus en plus souvent associée la notion de qualité de la vie; enfin la mortalité, dont le calendrier et les causes sont dans une grande mesure le reflet du mode de vie des individus. Cet ouvrage est consacré, pour l'essentiel, aux mesures statistiques de ces quatre phénomènes et à l'agrégation de ces mesures en indices plus élaborés. Tous ces outils statistiques sont utiles en santé publique à cause des précieuses indications qu'ils fournissent sur le niveau de santé de la population, sur l'ampleur de ses problèmes et besoins de santé et sur l'utilité des actions à entreprendre.

Mais, comme en témoigne le développement récent de la santé communautaire, l'élaboration des programmes et des politiques de santé requiert la synthèse préalable de nombreuses données socio-démographiques. D'une part, l'état et le mouvement de la population imposent des contraintes que l'on ne peut ignorer bien longtemps, et ceci est devenu particulièrement évident dans les sociétés en proie au vieillissement démographique. D'autre part, la promotion de la santé suppose la participation des personnes et des familles puisque celles-ci ont à assumer la plus grande partie des efforts nécessaires. C'est pourquoi cet ouvrage contient également des indices démographiques qui renseignent sur les structures et le dynamisme des populations ainsi que sur l'incidence de phénomènes sociaux aussi importants que l'abandon progressif du modèle matrimonial traditionnel, le démembrement de plus en plus fréquent des familles par divorce et la chute de la fécondité.

Chaque indice démographique et chaque indicateur de santé fait l'objet d'une présentation en trois volets: une fiche signalétique qui en donne la définition et les principales fonctions, une illustration commentée qui permet d'en préciser l'interprétation et, enfin, une fiche technique qui fournit les éléments nécessaires à la compréhension de son calcul. Ce mode de présentation devrait faciliter la consultation rapide de l'ouvrage par des lecteurs aux préoccupations différentes: étudiants et professeurs en démographie et en sciences de la santé, professionnels de la santé publique et, plus généralement, toute personne désireuse de mieux comprendre les statistiques démographiques et sanitaires.

## TABLE DES MATIÈRES

		Page
Intro	oduction	13
	Les indices démographiques en santé publique	13
	Descripteurs et indicateurs	14
	Plan et buts de l'ouvrage	17
	1 Mario Carrago	
PAR	RTIE I: LES DESCRIPTEURS DE L'ÉTAT ET DU MOUVEMENT DE LA POPULATION	19
Cha	pitre	
1.	La mise en ordre des descripteurs	21
	Le domaine de la démographie	21
	Événements et phénomènes démographiques	21
	Variables et structures démographiques	24
	Les descripteurs conjoncturels	25
2.	Les descripteurs de l'intensité et du calendrier des phénomènes	
	démographiques	27
	L'analyse longitudinale des phénomènes démographiques	27
	Intensité et calendrier des phénomènes démographiques	28
	Présentation des descripteurs	29
	D-01: Vie moyenne d'une génération	30
	D-02: Proportion de personnes déjà mariées à 50 ans	
	<ul> <li>Somme des premiers mariages réduits avant 50 ans</li> </ul>	
	<ul> <li>Complément à l'unité de la fréquence du célibat définitif</li> </ul>	35
	D-03: Åge moyen au premier mariage	39
	D-04: Descendance finale	41
	D-05: Åge moyen à la maternité	46
	D-06: Taux brut de reproduction	48
	D-07: Taux net de reproduction	49
3.	Les descripteurs de l'état de la population	51
	D-08: Pyramide des âges	52
	D-09: Rapport de masculinité	58
	D-10: Descripteurs de l'état matrimonial	60
	D-11: Descripteurs des ménages et des familles	64
4.	Les descripteurs du mouvement de la population	67
4		
	D-12: Les taux bruts	68
	D-13: Indice synthétique de fécondité (générale)	72
	D-14: Somme annuelle des premiers mariages réduits	76
	D-15: Somme annuelle des divorces réduits	81

		Page
PAR	TIE II: LA PROMOTION DES DESCRIPTEURS DÉMOGRAPHIQUES AU RANG D'INDICATEURS DE L'ÉTAT DE SANTÉ DE LA POPULATION	85
Chap	pitre	
5.	À la recherche d'indicateurs de l'état de santé	87
	Santé et états de santé L'analyse du risque mortel et du risque morbide Articulation des descripteurs de la morbidité et de la mortalité La recherche d'indicateurs de l'état de santé de la population	87 90 97 99
6.	Indicateurs du niveau de santé	103
	I-01: Taux brut de mortalité générale I-02: Taux comparatif de mortalité générale I-03: Espérance de vie à la naissance (du moment) I-04: Espérance de vie en bonne santé	104 110 115 129
7.	Indicateurs des problèmes de santé	137
8.	I-05: Prévalence d'un facteur de risque I-06: Taux d'incidence d'une maladie I-07: Taux de prévalence d'une maladie I-08: Taux de morbidité hospitalière I-09: Taux de mortalité par cause I-10: Probabilité de décéder d'une cause donnée I-11: Risque cumulatif de décès pour une cause donnée I-12: Prévalence des incapacités selon la cause I-13: Fraction attribuable à un facteur de risque I-14: Espérance de vie perdue I-15: Les années de vie perdues Indicateurs particuliers à certains âges de la vie	138 140 145 151 154 157 160 164 170 177 184
	I-16: Taux de mortalité infantile I-17: Taux de mortalité périnatale I-18: Taux de mortalité néonatale précoce I-19: Fréquence de l'insuffisance pondérale à la naissance I-20: Espérance de vie selon l'état matrimonial I-21: Indice de surmortalité masculine	196 204 210 217 223 229
Cone	clusion	241
	La fonction de descripteur La fonction d'indicateur Les désagrégations utiles Deux exemples de désagrégation Vers une mesure synthétique de la santé des populations?	241 241 242 242 245
Bibl	iographie	247
Inde	ex	263

Figui	re	Page
1.	Parallèle entre l'activité du médecin et celle des responsables de la santé publique	14
2.	Pyramide des âges, Canada, 3 juin 1981	53
3.	Évolution de la composition par âge, France, 1776-1951	56
4.	Évolution de la composition par âge, Canada, 1881-2001	57
5.	Rapport de masculinité selon l'âge, Canada, 1971 et 1981	59
6.	Proportion de célibataires selon le sexe et le groupe d'âge quinquennal, Canada,	00
0.	1971 et 1981	61
7.	Proportion de divorcés parmi les personnes ayant déjà été mariées, selon le sexe	
	et le groupe d'âge quinquennal, Canada, 1971 et 1981	62
8.	Mouvement naturel de la population canadienne, 1921-1982	69
9.	Taux d'immigration au Canada, 1921-1982	70
10.	Évolution de la fécondité générale au Canada, 1902-1982	73
11.	Évolution de la nuptialité selon le sexe, Canada, 1921-1982	77
12.	Séquence des faits reliés à la maladie	97
13.	Taux brut et taux comparatif de mortalité, Canada, 1921-1982	112
14.	Courbes de survie selon le sexe, Canada, 1831-1981	117
15.	Espérance de vie à la naissance selon le sexe, Canada, 1831-1981	118
16.	Gains en espérance de vie à la naissance entraînés par la baisse de la mortalité à	
	divers âges, selon le sexe, Canada, 1931-1981	120
17.	Gains en espérance de vie à la naissance entraînés par la baisse de la mortalité à	
	divers âges, selon le sexe, Canada , 1976-1981	121
18.	Composantes de la mortalité foeto-infantile	197
19.	Répartition des décès infantiles de l'année 1981 selon la génération, Canada (sans	
	Terre-Neuve)	202
20.	Principales variables associées au taux de mortalité néonatale précoce	213
21.	Mortalité différentielle selon le sexe pour divers intervalles d'âge, Canada,	
	1931-1981	230
22.	Contribution de la mortalité des divers groupes d'âge à la différence d'espérance de	000
-	vie entre hommes et femmes, Canada 1930-32 et 1980-82	232
23.	Indice de surmortalité masculine selon l'âge et suivant les causes de décès pré-	004
0.4	sentes, Canada, 1980-82	234
24.	Indice de surmortalité masculine au-delà du 45e anniversaire, Canada	238
Table	eau	
Char	pitre 2	
1.	Mode de description de quelques phénomènes démographiques	29
2.	Évolution de la vie moyenne des membres de la noblesse britannique, groupes de	
	générations 1550-74 à 1925-49	31
3.	Table de mortalité des premières générations de Canadiens d'origine européenne	32
4.	Proportion de personnes déjà mariées à 50 ans selon le sexe, Canada, groupes de	
Y.	générations 1826-30 à 1941-45	36
5.	Construction de la table de nuptialité des générations féminines canadiennes,	
	1640-1739	37
6.	Age moyen au premier mariage et proportion de personnes déjà mariées à 50 ans	4.0
	selon le sexe, Canada, groupes de générations 1881-85 à 1941-45	40
7.	Estimation de la descendance finale, Canada, groupes de générations 1871-76 à	10
0	1916-21	42
8.	Estimation de la descendance finale des générations 1920-1938	42
9.	Descendance finale des femmes non célibataires selon l'époque de leur premier	10
10	mariage, Canada, 1910-14 à 1940-44	43
10.	Descendance finale prévue, Québec, promotions de mariages, 1946-50 à 1966-71	44
11. 12.	Descendance finale et âge moyen à la maternité, Canada, générations 1901 à 1930	47
14.	Diverses mesures de la reproduction, France, groupes de générations 1826-30 à 1846-50	50

Table	eau F	age
Chap	itre 3	
13.	Proportion de célibataires selon le sexe et le groupe d'âge quinquennal, Canada, 1971 et 1981	63
14.	Proportion de divorcés parmi les individus ayant déjà été mariés selon le sexe et le groupe d'âge quinquennal, Canada, 1971 et 1981	63
15.	Personnes vivant seules au Canada, 1951-1981	65
16.	Répartition des familles selon le type, Canada, 1941-1981	65
Chap	itre 4	
17.	Les composantes du mouvement de la population canadienne, 1921-1982	71
18. 19.	La fécondité générale au Canada, 1902-1982 Somme des premiers mariages réduits, sexe masculin, Canada 1921-1982	74 79
20.	Somme des premiers mariages réduits, sexe féminin, Canada, 1921-1982	80
21.	Somme annuelle des divorces réduits pour 10,000 mariages, Canada, 1969-1982	81
22.	Table de divortialité, États-Unis, 1976-77	83
Chap	itre 6	
23.	Risque comparatif de décès selon l'état de santé physique et l'hygiène de vie,	
	et suivant le sexe, Comté d'Alameda, Californie	106
24.	Taux brut de mortalité et taux de mortalité par âge, Canada, 1981	109
25.	Taux brut et taux comparatif de mortalité générale, sexes réunis, Canada, 1921-1982	111
26. 27.	Calcul d'un taux comparatif (exemple simplifié), Canada, 1981 Tables de survie selon le sexe, Canada, 1831-1981	116
28.	Espérance de vie à la naissance selon le sexe, Canada, 1831-1981	118
29.	Gains en espérance de vie à la naissance entraînés par la baisse de la mortalité à	
	divers âges, selon le sexe, Canada, 1931-1981	122
30.	Évolution de l'espérance de vie selon le sexe, États-Unis, 1946-1982	124
31. 32.	Séquences du calcul d'une table de mortalité, sexe féminin, Canada, 1940-42 Espérance de vie, espérance de vie sans incapacité et espérance de vie pondérée	127
02.	par la qualité, Canada, 1978	130
33.	Exemple de calcul d'une espérance de vie sans incapacité, sexe masculin, Canada, 1978	135
34.	Exemple de calcul de l'espérance de vie pondérée par la qualité, sexe masculin,	
	Canada, 1978	136
Chap	itre 7	
35.	Prévalence de trois facteurs de risque, Canada, 1978-79	139
36.	Probabilité, en pour 100, de contracter le cancer en fonction des localisations	
	principales, taux comparatifs d'incidence et taux comparatifs de mortalité en pour	
0.7	100,000, Saskatchewan, 1961-65 et 1971-75	141
37. 38.	Risque d'incidence du cancer avant l'âge de 75 ans, Canada, 1969-72 Proportion de personnes ayant au moins un problème de santé et nombre moyen de	142
30.	problèmes par personne en mauvaise santé, Canada, 1978-79	146
39.	Fréquence du recours aux professionnels de la santé dans les 15 derniers jours	
	précédant l'entrevue selon le genre de problèmes, Canada, 1978-79	148
40.	Population de cinq ans et plus, selon la tension artérielle déclarée, la tension arté-	
4.4	rielle mesurée et le sexe, Canada, 1978-79	149
41.	Douze principales causes d'hospitalisation en fonction du nombre de départs et de jours	150
42.	de soins hospitaliers selon les sous-groupes de la CIM-9, sexe masculin, Canada, 1980-81 Douze principales causes d'hospitalisation en fonction du nombre de départs et de jours	192
÷4.	de soins hospitaliers selon les sous-groupes de la CIM-9, sexe féminin, Canada, 1980-81	153

Chapitre 7  Coloul des tour de mortalité par course galon le gave et quivant l'âge. L'example des	
42 Coloul des tours de montalité non course galen le course et qui une tité que l'acceptant le	
	56
	58
46. Risque de décès avant l'âge de 85 ans selon la cause et suivant le sexe,	59
	61
48. Exemple de calcul de quotient de mortalité masculine par tumeurs selon la première	62
formule, Canada, 1975-77  49. Exemple de calcul de quotient de mortalité masculine par tumeurs selon la deuxième	63
	63
50. Prévalence des problèmes de santé et des restrictions d'activité qui en découlent,	
	65
	66
	67
53. Impact global des différentes causes pathologiques sur l'espérance de vie en bonne santé des femmes, Québec, 1980	68
54. Fractions et décès attribuables à la consommation d'alcool selon le sexe, Canada,	
	71
	72
	73
57. Incapacité due à l'usage actuel ou antérieur du tabac chez les hommes et les femmes	
	74
<ul> <li>58. Calcul de la fraction attribuable à la consommation de tabac, Canada, 1979</li> <li>59. Espérance de vie perdue en raison de la mortalité attribuée à diverses causes selon le</li> </ul>	76
	78
	78
61. Espérance de vie perdue en raison des décès attribuables à certains facteurs de risque	10
	80
	81
63. Calcul détaillé des années de vie perdues à la suite de décès par tumeurs malignes,	
sexe masculin, Canada, 1975-77	83
64. Pertes en potentiel-vie selon le sexe, Canada, 1973	85
	86
66. Taux des années potentielles de vie perdues entre 1 et 70 ans selon quelques causes	87
67. Années potentielles de vie perdues en raison des décès attribuables au tabac et à	88
68. Calcul des années potentielles de vie perdues et comparaison avec l'option D modifiée,	
69. Années potentielles de vie perdues et pourcentage de surévaluation, sexe masculin,	91
	91
70. Calcul des pertes en potentiel-vie et comparaison avec les années de vie perdues d'après l'option D, sexe masculin, Canada, 1976	93

### TABLE DES MATIÈRES - fin

Tabl	eau	Page
Chap	pitre 8	
71.	Décès infantiles, taux de mortalité infantile et répartition des décès infantiles selon	197
72.	l'âge, Canada, 1931, 1956 et 1981 Taux de mortalité infantile par catégorie de causes, Canada, 1971-72	198
73.	Taux de mortalité infantile selon l'âge de la mère et certaines caractéristiques à la	130
10.	naissance, génération 1971, Canada	199
74.	Indice de surmortalité infantile de la classe des ouvriers non qualifiés par rapport à	200
	celle des professions libérales, Angleterre et Pays de Galles, 1970-72	200
75.	Table de mortalité des enfants de moins de 1 an suivant le sexe, Canada, 1980-82	203
76.	Part de la mortalité périnatale dans la mortalité foeto-infantile: pourcentage et taux,	
	Canada, 1921-1951-1981	204
77.	Taux de mortalité périnatale selon le poids à la naissance, la parité et l'âge de la mère,	
	génération 1971, Canada	206
78.	Taux de mortalité périnatale selon la classe professionnelle, Angleterre et Pays de	
	Galles, 1970-72	207
79.	Taux de mortalité périnatale selon le rang pour diverses catégories de mères, suivant	000
20	le rang des accouchements survenus durant la période 1967-73, Norvège	208
80.	Pourcentage des décès infantiles survenant durant la première semaine de vie, taux de mortalité néonatale précoce et taux de mortalité infantile, Canada, 1926-1981	210
81.	Risque de décès durant la première semaine de vie et répartition des décès de la table,	210
OI.	selon le sexe et suivant l'âge, Canada, 1975-77 et 1980-82	211
82.	Variation, en pourcentage, du risque de décès durant la période infantile selon le sexe,	211
04.	Canada, 1971-76 et 1976-81	212
83.	Taux de mortalité néonatale précoce selon l'âge de la mère et diverses caractéris-	
	tiques, génération 1971, Canada	215
84.	Usage de la cigarette durant la grossesse et naissances de poids insuffisant: quelques	
	résultats d'études publiées	218
85.	Répartition des naissances selon le poids, pour diverses catégories d'occupations,	
0.0	Royaume-Uni, 1970	219
86.	Fréquence de l'insuffisance pondérale à la naissance selon l'âge de la mère et diverses	220
87.	caractéristiques, génération 1971, Canada Pourcentage de naissances de poids insuffisant (2 500 g ou moins) selon l'âge de la	220
01.	mère, Canada, 1965-1982	222
88.	Répartition des naissances de poids insuffisant et fréquence de l'insuffisance	202
00.	pondérale, selon la durée de gestation, Canada, 1982	222
89.	Espérance de vie à 30 ans et à 65 ans selon le sexe et suivant l'état matrimonial,	
	Canada, 1975-77	224
90.	Indice de surmortalité des célibataires selon le sexe pour quelques groupes d'âge,	
	Canada, 1960-1982	225
91.	Séquences du calcul de la table de mortalité des célibataires, sexe masculin, Canada,	222
0.0	1975-77	228
92.	Indice de surmortalité masculine, Canada, 1931-1981	230
93. 94.	Évolution de l'espérance de vie à la naissance selon le sexe, Canada, 1931-1981 Pourcentage des personnes âgées (65 ans et plus) vivant seules suivant le sexe,	233
34.	Canada, 1951-1981	235
95.	Calcul de l'indice de surmortalité masculine à l'aide des taux de mortalité,	200
00.	par sexe et pour certains groupes d'âges, Canada, 1981	237
96.	Exemple de calcul de l'indice de surmortalité masculine à l'aide des quotients de la	
	table de mortalité, Canada, 1980-82	237
0		
Conc	elusion	
97.	Niveau de santé selon la classe de revenu et le sexe, Canada, 1978	243
98.	Impact des principales maladies sur l'espérance de vie en bonne santé de la popu-	
	lation québécoise, 1980	244

#### INTRODUCTION

La démographie traite de la survenue des principaux événements de la vie personnelle et familiale au sein des collectivités humaines ainsi que des structures de population qui en dérivent. Sa contribution est donc essentielle à la connaissance de toute société et de l'évolution qui s'y produit.

En raison de la nature des événements qu'elle considère, la démographie se situe au confluent des sciences sociales et des sciences bio-médicales. Elle apporte aux unes et aux autres un ensemble de méthodes et de résultats dont elles ne peuvent se dispenser et qu'elles contribuent également à enrichir.

Tout ceci a pour conséquence un large emploi des indices forgés par la démographie en dehors de cette discipline, notamment en santé publique.

#### LES INDICES DÉMOGRAPHIQUES EN SANTÉ PUBLIQUE

À la suite de Goldberg et de ses collaborateurs<sup>1</sup>, nous pouvons mettre en parallèle l'activité des responsables de la santé publique et celle du médecin à condition de remplacer le patient par la population toute entière (figure 1). Ces responsables doivent notamment:

- 1. acquérir une bonne connaissance de la population et de son évolution,
- 2. apprécier globalement son niveau de santé,
- 3. identifier et hiérarchiser ses problèmes et ses besoins de santé,
- 4. décider des actions à entreprendre pour atténuer ces problèmes et satisfaire ces besoins.
- 5. évaluer par la suite les effets des actions entreprises.

Toute cette activité requiert le recueil, l'analyse et la synthèse d'une masse considérable d'informations quantitatives et qualitatives sur la population.

Cette masse documentaire est trop volumineuse et trop hétérogène pour être intelligible dans sa totalité. Ce qu'attendent les responsables de la santé publique de la synthèse des informations ainsi rassemblées, c'est un ensemble restreint d'indices qui résumerait les aspects les plus significatifs de la situation sanitaire et qui leur permettrait d'orienter leurs décisions et d'en saisir toutes les implications.

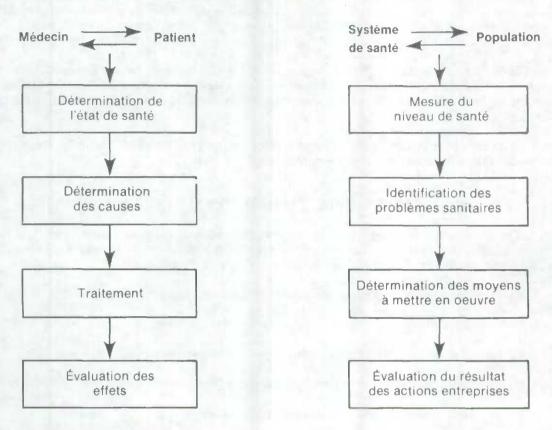
Parmi les indices le plus fréquemment retenus figurent les indices démographiques. L'emploi de ces indices démographiques se justifie de lui-même lorsqu'il s'agit de prendre connaissance de l'état et du mouvement de la population ou d'identifier et de hiérarchiser certains problèmes de santé; il surprend davantage lorsque ces indices sont utilisés pour apprécier le niveau de santé de la population ou pour juger de l'utilité de certaines actions sanitaires. En fait, comme beaucoup d'autres indices, les indices démographiques remplissent souvent une double fonction: celle de mesurer un phénomène particulier d'une part, celle de renseigner sur d'autres phénomènes non mesurés d'autre part.

Cette constatation nous incite à établir une nette distinction entre la fonction de descripteur et celle d'indicateur.

Goldberg, M., et al., "Indicateurs de santé et "sanométrie": les aspects conceptuels des recherches récentes sur la mesure de l'état de santé d'une population", Revue d'épidémiologie et de santé publique, vol. 27, nos 1 et 2, 1979, pp. 51-68 et 133-152.

Figure 1

Parallèle entre l'activité du médecin et celle des responsables de la santé publique



Source: D'après Goldberg, M. et al., op.cit., pp. 52-53.

#### DESCRIPTEURS ET INDICATEURS

#### Un exemple bien connu

Le baromètre ordinaire est un appareil qui enregistre les déformations successives d'une capsule métallique contenant sous vide un ressort également métallique. Pourtant, en regardant le cadran de l'appareil, nous pouvons constater que cet enregistrement unique nous renseigne sur deux phénomènes différents: la pression atmosphérique d'une part, le temps qu'il fait d'autre part. Quels rapports peut-il y avoir entre l'enregistrement effectué et ces deux phénomènes?

La pression atmosphérique est un phénomène physique quantifiable puisqu'il s'agit de la pression exercée par l'air sur le sol. Elle peut donc être mesurée à l'aide d'appareils n'enregistrant que ses effets propres. La déformation de la capsule métallique du baromètre est justement un effet spécifique de la pression atmosphérique. Lorsque la pression est forte, elle comprime la capsule et son ressort; lorsqu'elle diminue, le ressort se détend et repousse les parois pour donner à la capsule une forme compatible avec le niveau de la pression exercée par l'air extérieur. De la sorte, on peut associer à chaque déformation subie une valeur précise de la pression atmosphérique. L'enregistrement des déformations successives de la capsule métallique du baromètre est donc un procédé technique permettant de mesurer le premier des deux phénomènes que nous avons considérés.

À la différence de la pression atmosphérique, le temps qu'il fait est un phénomène physique complexe et non quantifiable. Il n'en existe donc pas de véritable mesure. On sait cependant que la pression atmosphérique joue un rôle important, mais non exclusif, dans sa détermination. À des niveaux très différents de pression atmosphérique correspondent des types de temps particuliers: les pressions les plus fortes s'accompagnent de beau temps, les plus basses de mauvais temps, les moyennes d'un temps variable. Connaissant la valeur de la pression atmosphérique et sa tendance, on peut en tirer une **indication** précieuse sur le temps qu'il fait et son évolution probable.

Ce qu'il importe de souligner ici, c'est que le nombre indiqué par l'aiguille du baromètre remplit deux fonctions différentes. D'une part, il nous donne la valeur de la pression atmosphérique (phénomène quantifiable) et, d'autre part, il nous fournit une indication, c'est-à-dire une information peu détaillée mais utile, sur le temps qu'il fait (phénomène non quantifiable). Cette dualité de fonction peut également être constatée pour de nombreux indices statistiques. Ils sont tantôt interprétés comme descripteurs d'un phénomène quantifiable, tantôt comme indicateurs d'un phénomène non quantifiable.

#### Les descripteurs

Dans ce rapport, nous nous servirons du terme "descripteur" pour désigner les représentations graphiques d'ensemble et les indices synthétiques utilisés dans la description d'un phénomène quantifiable ou de l'une de ses dimensions. Nous rangerons aussi dans cette catégorie les indices de liaison entre phénomènes.

De façon générale, un indice est analysé en tant que descripteur lorsque l'on examine seulement ses rapports au phénomène quantifiable dont les manifestations ont servi à son élaboration. Dans une telle analyse, on peut notamment se poser les questions suivantes:

- l'indice peut-il fournir une mesure valable du phénomène étudié?
- l'indice réagit-il aux modifications du phénomène?
- les variations de l'indice tiennent-elles seulement aux modifications du phénomène?
- les valeurs de l'indice permettent-elles toujours de distinguer des situations différentes?

La qualité d'un descripteur dépend essentiellement de la réponse apportée à ces questions.

#### Les indicateurs

Dans ce rapport, nous appellerons "indicateur" tout indice synthétique dont les valeurs sont utilisées comme points de repère dans l'appréciation de l'état ou de l'évolution d'un phénomène non quantifiable.

Une première façon d'obtenir un indicateur consiste à rechercher un phénomène quantifiable dont l'état et l'évolution sont reliés, aussi étroitement que possible, à l'état et à l'évolution du phénomène non quantifiable. Le descripteur du premier phénomène sert alors d'indicateur au second. C'est ainsi que les descripteurs de la mortalité ont été, et sont encore utilisés comme indicateurs de l'état de santé de la population. Parfois, pour améliorer la qualité de l'indicateur, on peut être conduit à combiner ou agréger les descripteurs de phénomènes différents. L'espérance de vie en bonne santé, qui combine des données de mortalité et d'incapacité, offre un bon exemple de ce type d'élaboration.

Une seconde façon de faire consiste à rechercher quelles sont les dimensions exhaustives et non redondantes du phénomène, puis à choisir des variables représentatives de ces dimensions et, enfin, à proposer un système de pondération permettant de résumer chacune des situations rencontrées par une seule note. Cette note est arbitraire et ne se comprend que par référence à une norme et à une échelle. Les indices de l'état de santé des personnes sont de bons exemples d'application de cette façon de faire.

Quelle que soit la méthode employée pour l'obtenir, un indicateur ne doit pas être perçu comme une véritable mesure du phénomène pour lequel il a été choisi. L'espérance de vie, par exemple, est une mesure de la longévité et non de l'état de santé de la population; sur ce dernier

phénomène, elle ne fournit qu'une indication qualitative étayée sur le fait qu'à des niveaux différents de l'espérance de vie correspondent des états de santé eux-mêmes bien différenciés. Ce que l'on exige d'un indicateur, ce n'est pas de mesurer le phénomène qu'il est censé représenter, mais de varier de façon cohérente avec l'état de ce phénomène. Comme le nombre d'états que l'on peut effectivement distinguer est généralement limité, chacun de ces états est représenté par un segment du domaine de variation de l'indicateur plutôt que par une seule de ces valeurs. C'est pourquoi, bien que l'indicateur doive toujours être calculé avec le maximum de soin et de précision, c'est moins sa valeur exacte que l'intervalle où celle-ci se situe qui oriente le commentaire du résultat obtenu.

Cela dit, l'information que l'on entend tirer d'un indicateur n'est généralement pas neutre. Pour être utile à la planification du domaine de préoccupation sociale concerné, l'indicateur doit en effet permettre:

- a) de classer les situations rencontrées selon une gradation allant de la plus défavorable à la plus favorable,
- b) de déceler si l'évolution du phénomène dans le temps va dans le sens d'une amélioration ou d'une détérioration de la situation.

Ceci suppose que les états du phénomène ont pu être préalablement hiérarchisés selon une échelle de préférences définie à l'avance, et que l'échelonnement des valeurs possibles de l'indicateur est compatible avec la hiérarchie ainsi obtenue. L'indicateur sert alors de support à un jugement de valeur sur l'état et l'évolution du phénomène.

Demandons-nous alors quelles sont les qualités requises d'un indicateur.

#### Qualités d'un indicateur

Parmi les exigences que l'on peut avoir à l'égard d'un indicateur, nous en retiendrons quatre ici. Elles sont comparables à celles que nous avons déjà évoquées à propos de descripteurs. Ce sont la validité, la sensibilité, la spécificité et la fiabilité.

Il existe une tendance naturelle, et souvent renforcée par le nom donné aux indices statistiques, à réduire un phénomène au type d'expression numérique qui en est communément donnée. La santé, par exemple, devient ainsi ce qui est mesuré par les indicateurs de santé. On lutte contre cette tendance, en posant le problème de la validité du type de mesure proposé. Ce problème s'énonce généralement comme suit: "Mesure-t-on vraiment ce que l'on croit ou souhaite mesurer?" Une telle formulation du problème de la validité convient bien aux descripteurs, un peu moins bien aux indicateurs. Dans ce dernier cas, en effet, la question posée serait sans doute plus claire, et en somme plus juste, si elle était énoncée de la manière suivante: "le type de mesure adopté comme indicateur fournit-il vraiment les repères nécessaires à l'appréciation de l'état et de l'évolution du phénomène pour lequel il a été choisi?". Le plus souvent, la réponse donnée sera nuancée, la validité étant surtout affaire de degré.

L'indicateur idéal devrait renseigner immédiatement l'utilisateur sur tout changement, même minime, de la situation qui le préoccupe. Il devrait donc être sensible, c'est-à-dire varier beaucoup et rapidement lorsqu'apparaissent des modifications du phénomène qu'il représente. Il devrait aussi être spécifique, c'est-à-dire ne varier que lorsque le phénomène lui-même se modifie.

Pour permettre des comparaisons valables dans le temps et l'espace, un indicateur doit en outre être fiable. On entend par là qu'une valeur donnée de l'indicateur doit toujours correspondre à un même état du phénomène quelles que soient les circonstances extérieures. Autrement dit, la signification des repères fournis par l'indicateur doit demeurer invariable.

En pratique, les indicateurs dont on dispose ne répondent que très imparfaitement à ces diverses exigences. Celles-ci sont néanmoins utiles à leur sélection en même temps que d'autres critères que nous allons maintenant énumérer.

#### Autres critères de sélection

Parmi les critères le plus fréquemment cités, nous retiendrons principalement:

- la disponibilité ou la faisabilité,
- la stabilité des sources et l'objectivité du calcul,
- l'intelligibilité.

À qualité égale, on préfèrera évidemment un indicateur déjà disponible à tout autre; de deux indicateurs non disponibles mais équivalents, on choisira celui dont l'obtention répétée soulève le moins d'obstacles techniques, administratifs, juridiques et financiers. Par ailleurs, avant d'utiliser un indicateur, il faut s'assurer que ses différentes valeurs ont été obtenues à partir de données comparables par leur nature et leur qualité, et que la méthode de calcul utilisée est objective ou acceptée par les spécialistes. Enfin, dans toute la mesure du possible, l'indicateur doit être intelligible, c'est-à-dire qu'il doit pouvoir être compris par un non spécialiste.

#### PLAN ET BUTS DE L'OUVRAGE

La prise en compte des besoins d'information des responsables de la santé publique et la distinction que nous venons de faire entre descripteurs et indicateurs ont commandé la division de cette étude en deux parties.

La première partie est consacrée aux descripteurs de l'état et du mouvement de la population. Après avoir rappelé les difficultés et les principes de l'analyse des phénomènes démographiques (chapitre 1), nous présentons successivement les descripteurs de l'intensité et du calendrier de ces phénomènes (chapitre 2), les descripteurs de l'état de la population (chapitre 3) et les descripteurs du mouvement de la population (chapitre 4).

Dans la seconde partie, nous traitons de la promotion des descripteurs démographiques au rang d'indicateurs de l'état de santé de la population. Après un rappel sommaire des concepts nécessaires à la mise en ordre des diverses mesures de cet état de santé (chapitre 5), nous présentons successivement les indicateurs du niveau de santé (chapitre 6), les indicateurs des problèmes de santé (chapitre 7) et les indicateurs particuliers à certains âges de la vie (chapitre 8).

Les indices présentés sont de trois types: les indices démographiques proprement dits; les indicateurs de santé développés à partir de tels indices, parmi lesquels figurent de nouveaux indicateurs (années potentielles de vie perdues, espérance de vie en bonne santé); et certains indices épidémiologiques utilisés par les démographes dans l'analyse de la mortalité.

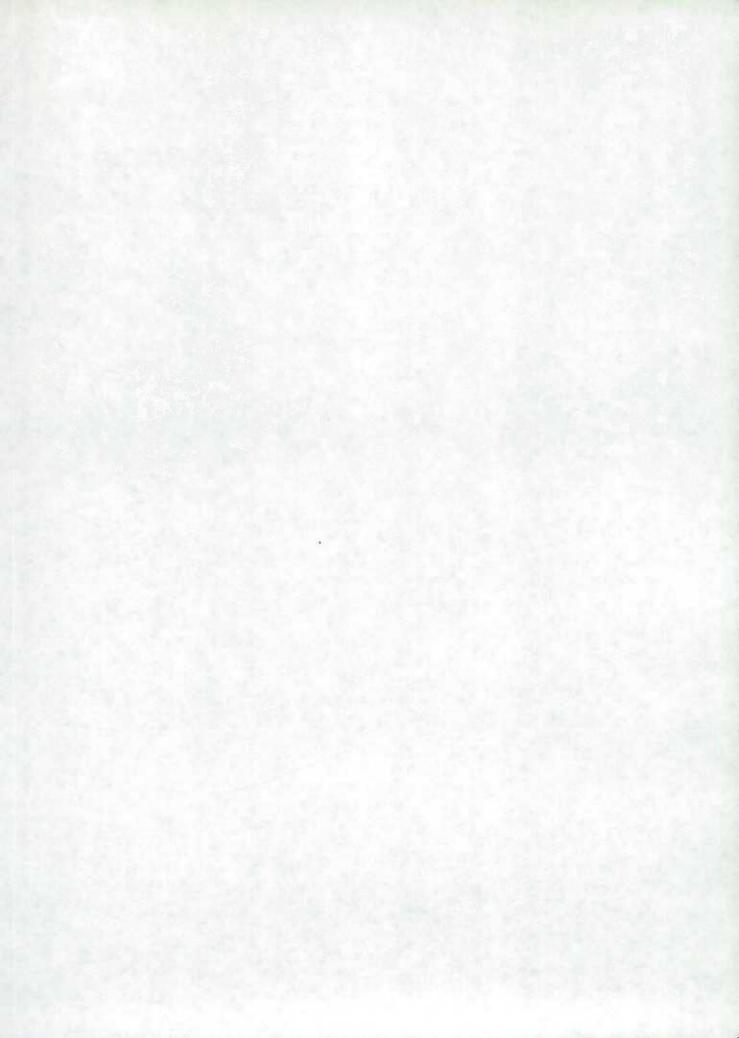
Les indices les plus importants font l'objet d'une présentation en trois parties:

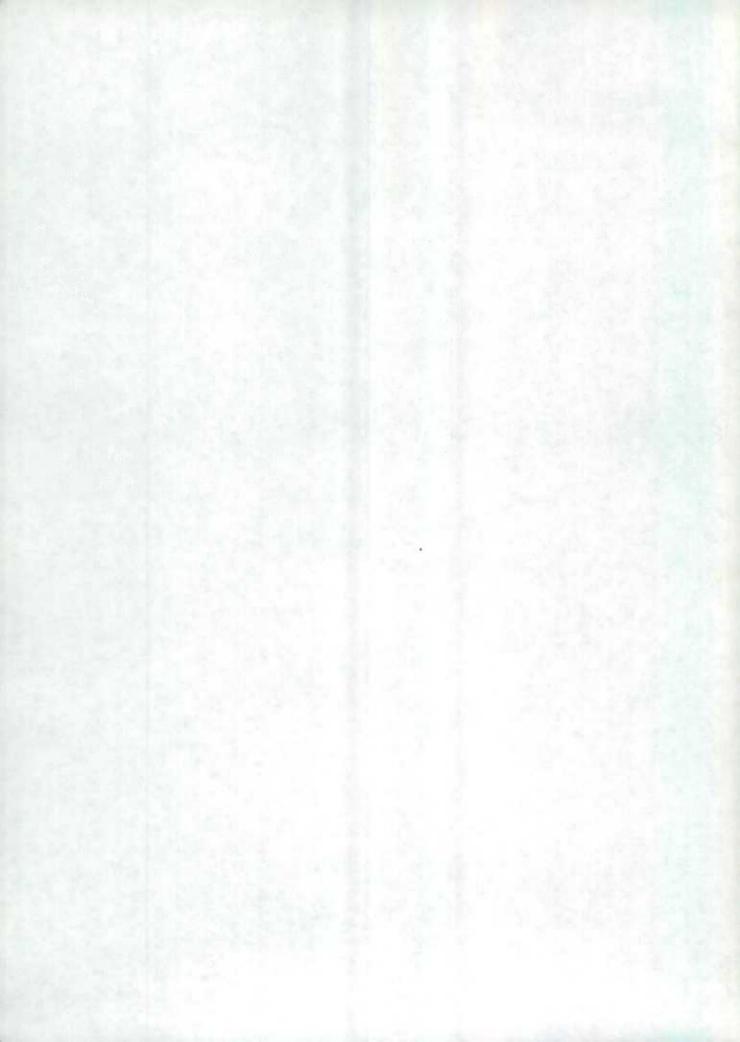
- 1. une fiche signalétique qui en donne la définition et les fonctions ainsi que l'indication recherchée s'il y a lieu;
- 2. une illustration commentée destinée à en montrer l'intérêt et à en préciser l'interprétation;
- 3. une fiche technique exposant notamment les principes du calcul de l'indice.

Cette présentation devrait faciliter la consultation de l'ouvrage par des personnes de formation différente.

Nous espérons que ce rapport pourra servir d'ouvrage de référence à tous ceux qui ont à connaître ou à utiliser des indices démographiques en raison de leur travail dans le domaine de la santé.

The contract of the second of





#### CHAPITRE 1

#### LA MISE EN ORDRE DES DESCRIPTEURS

La population tenant en santé publique le rôle du patient, l'étude de sa structure et de son dynamisme démographiques est unanimement reconnue comme indispensable à l'identification des besoins sanitaires et à la planification des services de santé. En conséquence, les divers intervenants en ces domaines sont fréquemment amenés à se servir d'outils statistiques forgés à cette fin par les démographes. Nous consacrerons donc la première partie de ce rapport à une rapide présentation des indices démographiques le plus communément utilisés.

Précisons tout de suite que ces indices ne seront présentés ici qu'en tant que descripteurs de l'état et du mouvement de la population, leur promotion éventuelle au rang d'indicateurs de l'état de santé n'étant examinée que dans la deuxième partie du rapport. Pour l'heure, notre objectif est donc seulement de préciser au mieux la visée, le contenu et le bon usage démographiques des descripteurs cités.

Les descripteurs ont été regroupés en trois chapitres distincts: les descripteurs de l'intensité et du calendrier des phénomènes démographiques, les descripteurs de l'état de la population, les descripteurs conjoncturels. Cette mise en ordre appelle quelques explications préliminaires que nous allons fournir en traitant successivement du domaine de la démographie, des événements et phénomènes démographiques, des variables et structures démographiques et, enfin, de l'analyse de la conjoncture démographique.

#### Le domaine de la démographie

Saisie dans ce qu'elle a de plus spécifique et de plus constant, la démographie est l'étude du renouvellement quantitatif des populations humaines ainsi que des questions qui s'y rattachent. Ainsi conçue, elle regroupe une grande variété de recherches et d'activités dans un domaine qui s'étend du dénombrement des personnes et des principaux événements de leur vie à l'élaboration de doctrines et de politiques de la population.

Définissant habituellement une population comme l'ensemble des personnes habitant un territoire déterminé², le démographe perçoit cette population comme un ensemble constamment renouvelé par le jeu des naissances, des décès et des migrations. Survenant de façon ininterrompue, ces événements modifient à chaque instant l'effectif et la structure de la population. Mais, l'état de la population n'est pas seulement le reflet de son mouvement passé, il conditionne aussi largement son mouvement futur à court et moyen terme. En fait, l'état et le mouvement de la population sont interdépendants et constituent donc un système.

Bien sûr, ce système n'est pas clos. Il entretient de nombreuses relations avec d'autres faits de la vie collective, relations qui font d'ailleurs l'objet de nombreuses recherches en démographie qualitative, démographie économique ou démographie sociale. Toutefois, à l'instar de ce qui se fait dans les autres disciplines scientifiques, le démographe commence par postuler l'autonomie du système qu'il étudie. Cette hypothèse de travail lui est absolument nécessaire pour établir des pratiques et des méthodes qui lui soient propres. C'est à l'examen des principales implications de cette hypothèse que nous consacrerons les sections ci-après.

#### Événements et phénomènes démographiques

L'effectif d'une population varie dans le temps du fait des naissances et des décès survenant en son sein, et aussi du fait des migrations, c'est-à-dire des échanges avec d'autres populations. Cette seule évidence comptable confère à de tels événements une nature incontestablement démographique.

Signalons cependant l'existence d'une démographie animale, d'une démographie végétale et d'une démographie cellulaire.

<sup>2</sup> Les travaux traitant du renouvellement de certaines sous-populations sont habituellement regroupés sous des dénominations particulières: démographie ethno-linguistique, scolaire, médicale, etc.

#### AND STATE OF THE PARTY OF THE P

#### Variables et structures démographiques

La situation démographique d'une personne à un moment donné est déterminée par la suite des événements démographiques qu'elle a déjà subis. La nature, le nombre et la chronologie de ces événements permettent le classement de la personne selon les modalités ou les valeurs des différentes variables démographiques. Certaines de ces variables, telles l'état matrimonial ou le statut migratoire, sont qualitatives et leurs modalités sont définies d'après la réalisation ou la non réalisation de certains événements. D'autres, plus nombreuses, sont quantitatives: ancienneté de la réalisation de certains événements (âge, durée du mariage, durée du séjour dans le pays, ...), intervalles de temps entre l'arrivée de deux événements (âge au mariage, espacement des naissances, ...), nombre d'événements de même nature (nombre d'enfants déjà nés ou descendance atteinte, nombre de migrations antérieures, ...).

La répartition des habitants d'un territoire selon les modalités ou les valeurs d'une ou de plusieurs de ces variables démographiques constitue une des structures démographiques de la population de ce territoire. Ce sont les recensements, et les estimations qui en dérivent, qui nous fournissent les informations nécessaires à l'étude de ces structures démographiques. Celles qui sont le plus souvent décrites concernent l'âge, l'état matrimonial et le statut migratoire. Signalons, en outre, que les variables démographiques sont fréquemment combinées à des variables non démographiques afin de mettre en évidence des structures de population particulièrement intéressantes: structures démo-linguistiques, structures socio-démographiques et structures démo-économiques.

L'étude des structures démographiques de la population peut être conduite de deux façons bien différentes. La première, peut-être la plus usuelle, ne requiert que le recours aux techniques élémentaires de la statistique descriptive. La seconde, plus récente, s'appuie sur les schémas développés pour l'analyse des phénomènes démographiques.

La description de la composition par âge et sexe offre un bon exemple de l'application de la première façon de procéder. Cette composition est illustrée, on le sait, par la pyramide des âges qui n'est qu'une forme particulière d'histogramme. Les descripteurs classiques - proportions de jeunes ou de vieux, taux de dépendance - ne sont que de simples rapports d'effectifs. En fait, le savoir démographique n'entre en jeu qu'au moment du commentaire de la représentation graphique et de la valeur des indices.

Il en va différemment pour les autres structures démographiques. Certes, les techniques les plus élémentaires de la statistique descriptive peuvent servir à mettre en évidence quelques-unes de leurs propriétés, mais elles sont loin d'être suffisantes. Seule, la connaissance des schémas d'analyse des phénomènes démographiques permet d'aller au fond des choses en orientant la collecte et l'agencement des données ainsi que leur traitement graphique ou numérique. Donnons-en deux démonstrations.

La répartition de la population selon l'état matrimonial est déterminée principalement par les manifestations antérieures de trois phénomènes: la nuptialité, la divortialité et le veuvage. Cela ne signifie pas que l'on puisse en tirer immédiatement des conclusions très précises sur l'évolution passée de ces phénomènes. Il faut noter, en effet, que nous ne pouvons déduire des effectifs de veufs, de divorcés et de mariés, le nombre de veuvages, de divorces ou de mariages déjà subis par les personnes faisant encore partie de la population au moment de l'observation. La seule chose dont nous pouvons être sûrs, c'est que tous les veufs, tous les divorcés et tous les mariés ont, par le passé, contracté un premier mariage. Le seul phénomène dont nous connaissons la totalité des manifestations antérieures dans la vie des personnes sous observation est donc la nuptialité des célibataires. Si nous admettons que l'exposition à ce phénomène cesse pratiquement vers l'âge de 50 ans, nous pouvons en évaluer l'intensité chez les personnes ayant dépassé cet âge. Par contre, chez les plus jeunes, la proportion de personnes déjà mariées ne représente qu'une fraction de l'intensité, fraction d'autant plus faible d'ailleurs que l'exposition au phénomène est récente. Ces quelques réflexions préliminaires suffisent à faire progresser l'analyse sur deux plans. D'une part, on extrait de la répartition de la population par état matrimonial, structure complexe résultant de l'interférence de plusieurs phénomènes, une structure plus simple - la répartition de la population entre célibataires et non célibataires - ne dépendant que d'un seul phénomène. D'autre part, en

décrivant cette nouvelle structure par une série d'indices appropriés - les proportions de personnes déjà mariées à chaque âge - on éclaire ses relations avec l'intensité et le calendrier du phénomène dont elle dépend.

Les recensements nous fournissent parfois la distribution des femmes déjà mariées selon le nombre d'enfants qu'elles ont mis au monde. Pour ces femmes, nous disposons alors de la totalité des manifestations antérieures de la fécondité. Le nombre moyen d'enfants déjà nés constitue l'intensité du phénomène lorsqu'il est calculé pour des groupes de femmes déjà sorties de la période de reproduction; dans le cas contraire, il n'en constitue qu'une fraction plus ou moins importante selon l'avancement en âge. Mais, si on s'intéresse aux distributions elles-mêmes et non pas seulement à leurs moyennes, c'est bien entendu dans le but d'étudier la constitution de la descendance. L'expérience acquise dans l'analyse d'autres phénomènes montre qu'il y a alors avantage à traiter la constitution de la descendance comme une succession d'étapes - naissance d'un premier enfant, naissance d'un deuxième enfant, etc. - dont le franchissement ou le non franchissement détermine la taille finale de la famille. Ainsi, le franchissement des deux premières étapes et le non franchissement de la troisième conduisent à une famille de deux enfants. Pour décrire la constitution de la descendance des femmes déjà sorties de la période de reproduction, on calcule alors les proportions suivantes: proportion de femmes qui ont eu au moins un enfant, proportion de femmes ayant eu au moins deux enfants parmi celles qui ont eu un premier enfant, etc... Ces proportions, appelées probabilités d'agrandissement des familles, s'avèrent plus intéressantes que les fréquences relatives tirées de la distribution des familles selon leur taille. Elles permettent, en particulier, une bonne analyse de la progression de la limitation volontaire des naissances dans les populations modernes.

Il résulte de tout ceci que les descripteurs de l'état de la population que nous présentons au chapitre 3 appartiennent à deux catégories différentes: les uns ne sont que des résumés d'une situation de fait, les autres visent à faire apparaître les mécanismes démographiques sous-jacents.

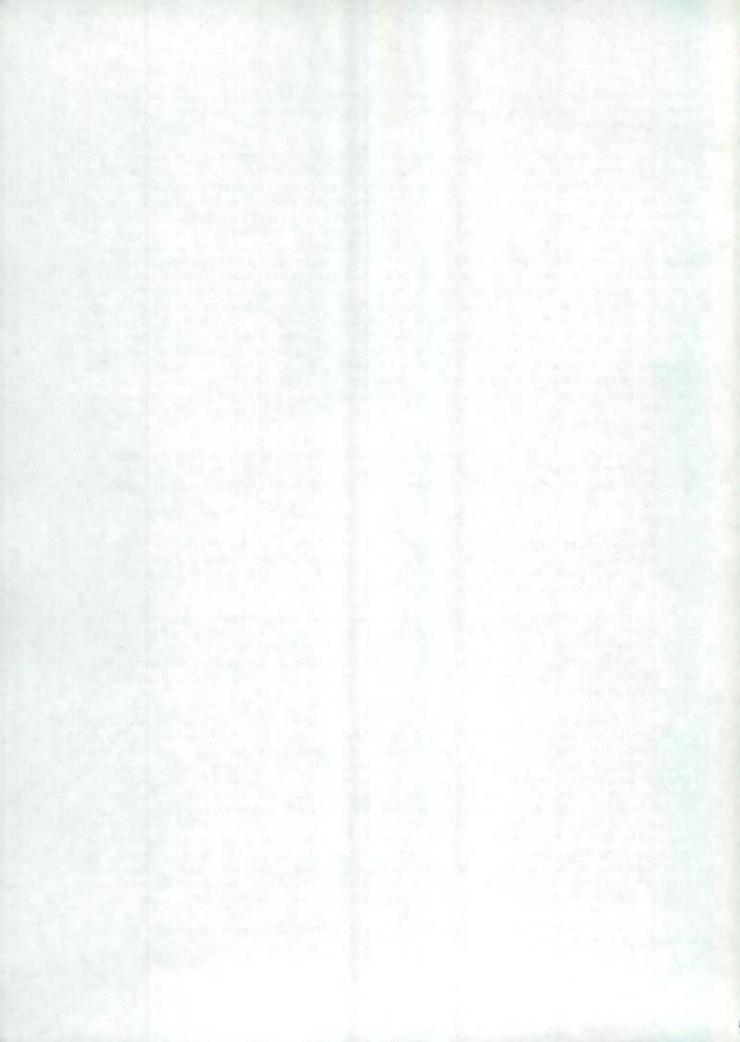
#### Les descripteurs conjoncturels

Nous appelons descripteurs conjoncturels, divers indices synthétiques obtenus à la suite d'une analyse plus ou moins poussée du mouvement de la population durant une année ou une courte période. De tous les indices démographiques, ce sont les plus connus et les plus utilisés. Ce sont aussi, assez paradoxalement, les plus difficiles à interpréter.

Au premier rang de ces descripteurs, nous trouvons de simples rapports entre le nombre d'événements observés une année donnée et l'effectif moyen de la population au milieu de cette même année. Tels sont le taux brut de natalité et le taux brut de mortalité. La comparaison des valeurs prises par ces taux durant une longue période, ou dans des populations différentes, bute généralement sur le problème épineux de l'effet parasite de structures démographiques indépendantes du phénomène en cause.

Une deuxième catégorie de descripteurs est constituée par les "sommes annuelles d'événements réduits". L'indice synthétique de fécondité, obtenu en additionnant les taux de fécondité générale par âge, en est un exemple familier. Ces indices synthétiques peuvent être calculés pour tous les phénomènes à l'exception de la mortalité. Le calcul en est généralement très simple. Lorsque l'on dispose, pour chaque intervalle annuel de la période d'exposition au phénomène, à la fois du nombre d'événements enregistrés durant l'année d'observation et du nombre de personnes (ou de couples) survivantes et ayant déjà été exposées au phénomène, il suffit de faire le rapport entre ces deux nombres et d'additionner les taux ainsi obtenus. Éclairons ceci par un exemple: le nombre de premiers mariages observés à un âge donné sera rapporté à l'effectif des hommes (ou des femmes) de même âge au milieu de l'année d'observation, et l'indice synthétique de la nuptialité des célibataires sera la somme des taux ainsi calculés entre les âges de 15 et 49 ans. Nous verrons dans le chapitre 4 que l'évolution chronologique de ces indices synthétiques reflète à la fois l'évolution de l'intensité et l'évolution du calendrier du phénomène concerné.

Certains descripteurs de la mortalité constituent une troisième et dernière catégorie: ce sont les espérances de vie aux divers âges.



Les cohortes pertinentes étant ainsi choisies, l'analyse longitudinale s'appuie sur la reconstitution de leur histoire démographique pour élaborer des descripteurs particulièrement concrets et significatifs de la manifestation du phénomène étudié. Voyons maintenant de quelle manière.

#### Intensité et calendrier des phénomènes démographiques

Considérons un phénomène démographique qui se manifeste par des événements notés O. L'observation courante nous enseigne:

- a) que les événements O ne sont vécus que par des personnes ou des couples ayant déjà vécu un événement antérieur noté A,
- b) que les événements O surviennent dans un délai maximum de d années après la réalisation de A.

Ceci nous suggère que nous devons décrire le phénomène à deux points de vue. Nous devons, en premier lieu, en mesurer "l'intensité" soit par la proportion de personnes ou de couples qui, ayant vécu A, finissent également par subir O, soit - le cas échéant - par le nombre moyen d'événements O vécus ultérieurement par ces mêmes personnes ou couples. Nous devons, en second lieu, en dresser le "calendrier" en établissant la répartition des arrivées de O selon la durée écoulée depuis la réalisation de A. Le tableau 1 présente cette définition intuitive de l'intensité et du calendrier de divers phénomènes démographiques en s'appuyant sur le canevas que nous venons d'esquisser.

Pour déterminer les valeurs prises au cours du temps par l'intensité et le calendrier du phénomène démographique considéré, il nous faut reconstituer l'histoire d'une succession de cohortes constituées de personnes ou de couples ayant déjà vécu l'événement A. Bien entendu, chaque cohorte doit être suivie pendant les d d'années où le phénomène est susceptible de se manifester. Si, durant ces d premières années d'existence de la cohorte, ses membres n'étaient exposés qu'au phénomène considéré, le relevé des événements O survenus en son sein nous donnerait la totalité des manifestations possibles de ce phénomène, et nous pourrions en déduire facilement l'intensité et le calendrier. En effet, l'intensité serait alors égale au rapport du nombre total d'événements O à l'effectif de la cohorte au moment de sa formation, et le calendrier serait donné par la répartition de l'arrivée de ces événements O observés selon la durée écoulée depuis la constitution de la cohorte. Malheureusement, ce n'est jamais le cas. En cours de route, certains membres de la cohorte subissent d'autres événements qui interrompent leur exposition au phénomène. Ainsi, un décès prématuré soustrait certains membres d'une génération à l'effectif encore exposé au mariage ou à la maternité; de même, un veuvage précoce interrompt la constitution de la famille et l'exposition au divorce. Ces quelques exemples suffisent à montrer que la survenue d'événements dits "perturbateurs" empêche l'observation directe de la pleine manifestation d'un phénomène au sein d'une cohorte. Les événements O effectivement survenus dans la cohorte sont en nombre inférieur à ceux qui résulteraient d'une exposition complète de la totalité de ses membres au phénomène considéré. Dès lors, comment peut-on encore évaluer l'intensité et le calendrier du phénomène concerné?

Une première solution, applicable aux phénomènes non fatals, consiste à limiter l'observation aux membres de la cohorte survivants à la fin de la période d'exposition. Nous sommes en effet assurés que toutes ces personnes, ou tous ces couples, ont disposé du temps nécessaire à la pleine manifestation du phénomène. Une enquête rétrospective bien menée permet de réunir sur la survenue des événements O au sein de ce groupe de survivants toutes les informations nécessaires au calcul d'une intensité et à l'établissement d'un calendrier. C'est ainsi, par exemple, que l'on estimera l'intensité de la nuptialité des célibataires par la proportion de personnes déjà mariées parmi les survivantes à 50 ans, et l'intensité de la fécondité générale par le nombre moyen d'enfants mis au monde par les femmes encore en vie à cet âge.

Une deuxième solution, également applicable aux phénomènes non fatals, repose sur le calcul préalable du nombre moyen d'événements O par année vécue par les membres de la cohorte dans chacune des d premières années d'existence de celle-ci. Appliqués ensuite à un groupe échappant par hypothèse aux événements perturbateurs, ces nombres moyens permettent une estimation de l'intensité et du calendrier du phénomène. La fécondité générale offre un bon exemple d'application de cette méthode.

TABLEAU 1. Mode de description de quelques phénomènes démographiques

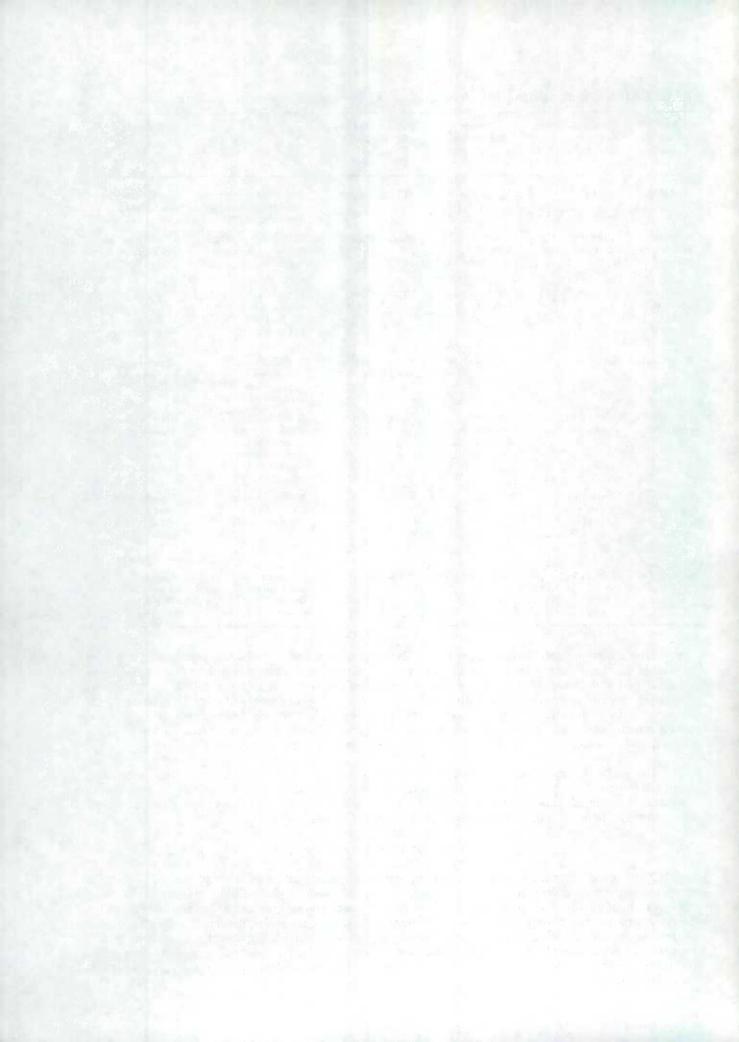
Phénomène démogra- phique	Manifestation du phénomène (événement O)	Dernier événement nécessairement antérieur(A)	Délai maximum de manifesta- tion du phénomène(d)	Intensité	Calendrier
Mortalité	Décès	Naissance	110 ans environ	Proportion de person- nes qui finissent par mourir, soit 100%	Répartition des décès selon l'àge
Nuptialité des céliba- taires	Premier mariage	Arrivée à l'âge minimum au mariage	35 ans environ	Proportion de céliba- taires qui finissent par se marier	Répartition des premiers mariages selon l'âge
Nuptialité des veufs et des divorcés	Remariage	Veuvage ou divorce	15 ans environ	Proportion de veufs ou de divorcés qui finissent par se remarier	Répartition des remariages selon la durée du veuvage ou du divorce
Divortialité	Divorce	Mariage	30 ans environ	Proportion de couples qui finissent par divorcer	Répartition des divorces selon la durée du mariage
Fécondité générale	Naissance vivante	Arrivée à l'âge minimal à la maternité	35 ans environ	Nombre moyen d'enfants mis au monde par une femme durant la période de reproduction	Répartition des naissances vivantes selon l'âge de la mère
Fécondité légitime	Naissance vivante légitime	Mariage	25 ans environ	Nombre moyen d'enfants des couples mariés	Répartition des naissances vivan- tes légitimes selon la durée de mariage des parents
Émigration	Départ du pays	Naissance	40 ans environ	Proportion de personnes qui finissent par émigrer	Répartition des départs selon l'àge des émigrants

Une troisième solution, applicable aux événements non renouvelables, repose sur le calcul préalable du risque annuel d'arrivée de l'événement O pour les personnes qui ne l'ont pas encore subi au début de chacune des d premières années d'existence de la cohorte. Judicieusement combinés, ces risques permettent d'illustrer la survenue des événements O dans la cohorte si ses membres échappaient aux événements perturbateurs. Il est alors possible d'en tirer une estimation de l'intensité et du calendrier du phénomène concerné. L'étude de la mortalité et celle de la nuptialité des célibataires sont de bons exemples d'application de cette méthode.

De cette énumération, le lecteur retiendra surtout qu'il existe plusieurs méthodes d'estimation de l'intensité et du calendrier d'un phénomène démographiques, mais que toutes obéissent à la même finalité: caractériser la survenue des événements O dans une cohorte dans l'hypothèse où le phénomène concerné serait seul à se manifester.

#### Présentation des descripteurs

Nous présentons dans la suite de ce chapitre un certain nombre de descripteurs de l'intensité et du calendrier de divers phénomènes démographiques. Nous avons volontairement exclu de la liste des phénomènes, ceux pour lesquels l'utilisateur ne trouvera que très exceptionnellement les descripteurs attendus: divortialité, veuvage, nuptialité des veufs et des divorcés, migrations. Par contre, nous avons inclus des descripteurs de la reproduction bien que celle-ci ne soit pas à proprement parler un phénomène, mais une combinaison de deux autres phénomènes, à savoir la fécondité générale et la mortalité; la référence fréquente à de tels descripteurs justifiait, pensonsnous, leur inclusion dans ce chapitre.



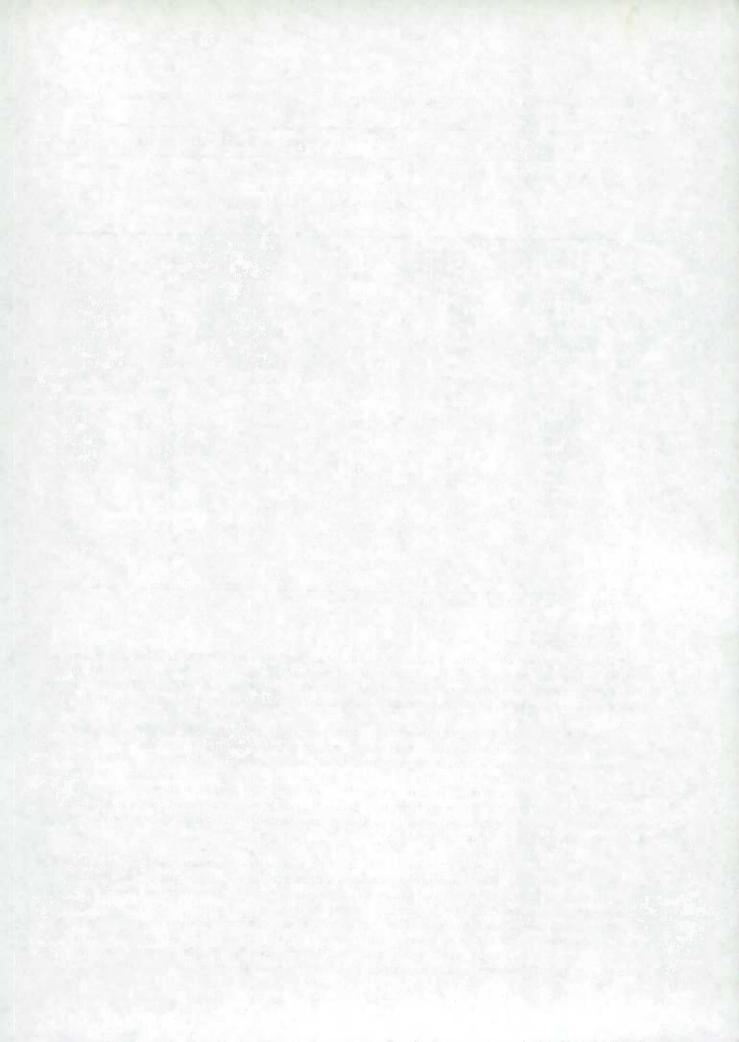


TABLEAU 3. Table de mortalité des premières générations de Canadiens d'origine européenne

	Données brutes		Éléments de la table de mortalité				
Åge x	Survivants V <sub>x</sub>	Décès D <sub>x</sub>	Quotient pour 1,000 $aq_x = D_x/V_x$	Survivants de la table S <sub>x</sub>	Décès de la table d(x,x+a)	Espérance de vie e <sub>x</sub>	
0	4,631	976	211	1,000	211	35.5	
1	3,655	343	94	789	74	43.9	
5	3,312	126	38	715	27	44.3	
10	3,186	94	30	688	21	40.9	
15	3,092	151	49	667	33	37.2	
20	2,941	207	71	634	45	33.9	
25	2,733	196	72	589	42	31.3	
30	2,538	228	90	547	49	28.5	
35	2,309	207	90	498	45	26.1	
40	2,103	225	107	453	48	23.4	
45	1,878	187	100	405	40	20.9	
50	1,691	209	124	365	45	17.9	
55	1,482	244	165	320	53	15.1	
60	1,238	249	201	267	54	12.6	
65	989	267	270	213	58	10.1	
70	722	276	382	155	59	8.0	
75	446	202	453	96	43	6.4	
80	244	160	656	53	35	4.5	
85	84	69	821	18	15	3.3	
90	15	11	733	3	3		
95	4	4					
100	0						

Source: Vie et mort de nos ancètres, op. cit., p. 125.

Il est clair que ces données brutes ne sont pas immédiatement comparables à des données similaires pour un groupe d'effectif à la naissance très différent. Ne serait-ce que pour cette raison, il convient donc de les transformer en données relatives à un groupe de 1,000, 10,000 ou 100,000 personnes à la naissance. Cette transformation conduit à l'établissement de la table de mortalité.

Dans la table de mortalité, nous allons donc retrouver le nombre de survivants aux divers anniversaires x et le nombre de décès dans les divers intervalles d'âge délimités par ces anniversaires, mais cette fois ces nombres sont donnés pour un effectif de 1,000 à la naissance et non plus de 4,631. Ces nombres S(x) et d(x,x+a) s'obtiennent tout simplement en divisant par 4,631 les nombres  $V_x$  ou  $D_x$  correspondants, puis en multipliant par 1,000 les résultats ainsi obtenus. À ce facteur 1,000 près, la série S(x) nous fournit la proportion de personnes encore en vie aux différents anniversaires x, tandis que la série d(x,x+a) nous fournit la distribution des décès selon l'âge, c'est-à-dire le calendrier de la mortalité.

De façon plus classique, on construit la table de mortalité en commençant par le calcul des quotients de mortalité. Ces quotients  $_aq_x$  ne sont autres que les rapports obtenus en divisant les décès  $D_x$  observés entre deux anniversaires x et x+a par le nombre de personnes encore en vie au premier de ces anniversaires  $(V_x)$ . Ainsi, le premier quotient est égal à 976 divisé par 4,631, le deuxième à 343 divisé par 3,655, etc... Ces quotients sont des estimations des risques de décès dans les divers intervalles d'âge pour les personnes encore en vie au début de ces mêmes intervalles. Nous pouvons dès lors nous servir de ces risques pour simuler l'extinction progressive avec l'âge d'un groupe de 1,000 personnes à la naissance. Voici comment se déroule cette simulation:

- 1,000 nouveau-nés exposés à un risque de décès de 0.211 pour la première année de vie fournissent 211 décès avant le premier anniversaire, moment où le nombre de survivants ne sera donc plus que de 789;
- 789 survivants au premier anniversaire exposés à un risque de décès de 0.094 avant le cinquième anniversaire fourniront 74 décès dans les quatre années suivantes et donc seulement 715 d'entre-eux seront encore en vie au cinquième anniversaire;
- etc..

Aux approximations de calcul près, cette façon de faire aboutit à des séries S(x) et d(x,x+a) tout à fait identiques à celles obtenues par la première méthode citée; elles s'interprètent donc de la même manière.

#### Calcul des espérances de vie

La table comprend également les espérances de vie à divers anniversaires, c'est-à-dire les nombres moyens d'années restant encore à vivre par les survivants à ces mêmes anniversaires. Ainsi, peut-on y lire que les personnes ayant atteint leur 30e anniversaire ont encore vécu par la suite 28.5 ans en moyenne. C'est au calcul de ces espérances de vie que nous allons maintenant nous intéresser.

Considérons un intervalle d'âge d'étendue a et délimité par les anniversaires x et x+a. Nous trouvons dans la table les données suivantes:

- le nombre de survivants à l'anniversaire x, soit S(x):
- le nombre de survivants à l'anniversaire x + a, soit S(x + a);
- le nombre de décès dans l'intervalle, soit d(x,x+a) = S(x)-S(x+a).

Calculons alors le nombre d'années vécues dans cet intervalle en distinguant les décédés et les nondécédés. En admettant, pour simplifier, que les décès se répartissent uniformément dans l'intervalle, le total des années vécues par les décédés est égal à:

$$\frac{a}{2}$$
 ·  $[S(x) - S(x+a)]$ 

Les non-décédés, c'est-à-dire les survivants à l'anniversaire x + a, ont nécessairement vécu quant à eux un total de:

$$a \cdot S(x+a)$$

En additionnant les deux quantités précédentes, nous obtenons finalement:

$$a \cdot \frac{S(x) + S(x+a)}{2}$$

Ainsi, la somme des années vécues dans un intervalle d'âge est égale au produit de l'étendue de l'intervalle par la moyenne arithmétique des survivants au début et à la fin de l'intervalle.

En répétant ce calcul pour tous les intervalles postérieurs à l'anniversaire x, nous pouvons obtenir par addition de tous les résultats la "somme des années vécues au-delà de l'anniversaire x". En divisant ensuite cette somme par le nombre de survivants à l'anniversaire x, nous obtenons "l'espérance de vie à l'anniversaire x". La valeur obtenue pour x=0 est "l'espérance de vie à la naissance" ou "vie moyenne".

#### Le problème des sorties d'observation

L'exemple traité ici est, nous l'avons dit, tout à fait exceptionnel en ce sens que l'observation de la mortalité ne s'y trouve pas perturbée par l'arrivée d'autres événements. La vérité nous oblige à dire qu'il en est ainsi parce que l'auteur a préalablement estimé l'âge au décès des personnes sorties d'observation à cause de l'émigration ou des défaillances du système d'enregistrement des naissances et des décès. Il s'agit donc, en quelque sorte, d'une observation corrigée de l'effet parasite des sorties d'observation.

L'existence de sorties d'observation entraîne le remplacement des deux séries  $V_x$  et  $D_x$  par les trois séries suivantes:

- V'x ou survivants encore sous observation à l'anniversaire x,

- D'x ou décès effectivement observés dans l'intervalle commençant à l'anniversaire x,

- E'x ou sorties d'observation dans l'intervalle commençant à l'anniversaire x.

Il est clair que  $V_x$  est inférieur à  $V_x$  à cause de l'absence de personnes encore en vie mais déjà sorties d'observation. Il est clair aussi que  $D_x$  est inférieur à  $D_x$  à cause du non relevé des décès survenus dans le groupe des personnes déjà sorties d'observation. Dans ces conditions, le calcul de la table de mortalité commence nécessairement par celui des quotients de mortalité par âge. Mais, comment calculer ces quotients?

Désignons par  $_aq_x$  le risque de décès dans l'intervalle commençant à l'anniversaire x. Appliqué aux  $V_x$ , ce risque nous donne un nombre de décès attendus égal à:

Tous ces décès attendus ne seront pas observés à cause des sorties  $E'_x$ . En admettant que ces sorties se répartissent uniformément dans l'intervalle et qu'elles touchent des personnes ni plus ni moins exposées que les autres au décès, le nombre de décès rendus inobservables peut être estimé à:

En soustrayant ces décès rendus inobservables des décès attendus, on retrouve les décès observés D'x:

$$D'_{x} = ({}_{a}q_{x} \cdot V'_{x}) - ({}_{2} \cdot {}_{a}q_{x} \cdot E'_{x})$$

Il en résulte la formule suivante pour le calcul du quotient:

$$aq_x = D'_x / (V'_x - \frac{1}{2} E'_x)$$

Le quotient aqx peut ainsi être calculé lorsque les trois nombres D'x, V'x et E'x sont connus.

Pour construire la table de mortalité, il suffit de simuler à l'aide des quotients calculés l'extinction progressive d'un groupe de 1,000, 10,000 ou 100,000 personnes à la naissance en suivant la démarche précédemment détaillée. Dans cette table, l'effectif des survivants S(x) ne décroît qu'en raison du jeu des seuls risques de décès. L'effet perturbateur des sorties d'observation se trouve alors complètement éliminé.

On remarquera que cette élimination repose en définitive sur l'hypothèse que les personnes sorties d'observation n'étaient ni plus ni moins exposées que les autres au décès. Il conviendra donc, en chaque circonstance, d'examiner la vraisemblance de cette hypothèse, notamment lorsque les sorties d'observation sont relativement nombreuses.

# D-02: • PROPORTION DE PERSONNES DÉJÀ MARIÉES À 50 ANS

- SOMME DES PREMIERS MARIAGES RÉDUITS AVANT 50 ANS
- COMPLÉMENT À L'UNITÉ DE LA FRÉQUENCE DU CÉLIBAT DÉFINITIF

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

# Groupes cibles

Ensemble de personnes de même sexe nées au cours d'une même année (génération), ou d'une même période (groupe de générations), pourvu que les survivants, s'il en reste, aient atteint ou dépassé l'âge de 50 ans.

### Définition

Estimation, au sein d'une génération ou d'un groupe de générations, de la proportion de personnes qui finiraient par se marier une première fois en supposant qu'aucune d'entre-elles n'en soit empêchée par une mort prématurée.

### Fonction

Parmi les célibataires morts prématurément, certains se seraient mariés s'ils avaient vécu plus longtemps. Dans une génération, le nombre de personnes qui ne se sont jamais mariées est donc d'autant plus grand que la mortalité a été forte durant l'enfance, l'adolescence ou l'âge adulte. Pour comparer valablement la nuptialité de célibataires appartenant à des générations soumises à des conditions de mortalité très différentes, il est donc nécessaire d'en obtenir une évaluation indépendante du niveau de la mortalité. Les trois descripteurs retenus remplissent cette fonction en fournissant chacun une mesure de l'intensité de la nuptialité obtenue après élimination de l'effet parasite de la mortalité avant 50 ans, âge au-delà duquel les premiers mariages sont rares.

#### II UTILISATION COURANTE

L'élimination de l'effet perturbateur de la mortalité rend possible une comparaison valable de la nuptialité des célibataires au sein de générations constituées à des époques très différentes. Le tableau 4 fournit, à cet égard, les proportions observées ou projetées de personnes déjà mariées dans une longue suite de groupes quinquennaux de générations canadiennes. L'examen de ce tableau montre que l'union sanctionnée par un mariage a été très répandue par le passé. Cependant, les générations formées dans les premières décennies de la seconde moitié du siècle dernier se sont moins mariées que les autres. Par contre, avec les générations de l'entre-deux guerres, c'est à une quasi-généralisation du mariage que l'on assiste. L'âge d'or du mariage n'est donc pas si éloigné de nous...

La tendance séculaire de la nuptialité révèle que les populations occidentales ont d'abord cherché à contenir leur natalité en freinant leur nuptialité. Dans de nombreux pays, la fréquence du célibat définitif et l'âge moyen au mariage ont progressivement augmenté jusqu'au moment où les couples sont parvenus à une certaine maîtrise de leur fécondité. Puis, lentement mais sûrement, le mariage est redevenu plus fréquent et plus précoce à mesure que l'enfant se faisait plus rare. Ainsi, au travers de l'évolution de la nuptialité des célibataires, c'est un peu de la sagesse des anciennes générations qui parvient jusqu'à nous.

En parcourant le tableau 4, le lecteur aura bien sûr remarqué que l'intensité de la nuptialité des célibataires est mesurée pour chaque sexe séparément. Pourtant, une personne ne peut se marier que si elle trouve un partenaire de sexe opposé. Idéalement, l'intensité de la nuptialité devrait donc être mesurée conjointement pour les deux sexes. Malgré de nombreuses recherches, ce

TABLEAU 4. Proportion de personnes déjà mariées à 50 ans selon le sexe, Canada, groupes de générations 1826-30 à 1941-45

Générations	Sexe masculin	Sexe féminin	Générations	Sexe masculin	Sexe féminin
	pource	entage		pource	entage
1826-1830	90.5		1886-1890	86.5	89.5
1831-1835	90.5	89.5	1891-1895	86.0	89.0
1836-1840	90.5	89.5	1896-1900	87.0	89.0
1841-1845	90.0	89.5	1901-1905	87.0	89.0
1846-1850	89.0	89.0	1906-1910	88.5	89.5
1851-1855	88.0	88.5	1911-1915	89.5	90.5
1856-1860	87.0	88.0	1916-1920	90.0	92.0
1861-1865	85.5	88.5	1921-1925	90.0	93.0
1866-1870	86.5	88.5	1926-1930	90.5	94.0
1871-1875	86.5	89.0	1931-1935	91.0	95.0
1876-1880	86.5	89.0	1936-1940	92.0	95.0
1881-1885	86.5	90.0	1941-1945		93.5

Source: Festy, P., "Canada, United States, Australia and New Zealand: Nuptiality Trends", Population Studies, XXVII(3), novembre 1973, p. 491.

descripteur unique reste à trouver. Faute de mieux, les démographes continuent donc de présenter une série de résultats pour les femmes, et une autre série pour les hommes. Ils se sont néanmoins beaucoup intéressés à l'effet d'un déséquilibre des sexes sur le marché matrimonial. L'étude de situations concrètes et l'élaboration de modèles leur ont ainsi montré que des déséquilibres transitoires, tels ceux résultant de pertes de guerre ou de variations brusques du nombre des naissances, ont peu d'effet sur l'intensité de la nuptialité, mais davantage sur l'âge moyen au premier mariage et sur la différence d'âge entre époux.

### III FICHE TECHNIQUE

# Table de nuptialité des célibataires et fréquence du célibat définitif

Tout problème d'observation mis à part, le nombre de célibataires dans une génération diminue avec l'âge du fait des premiers mariages et des décès de célibataires. Cette diminution résulte donc de la conjonction de deux phénomènes dont un seul doit retenir ici notre attention. La table de nuptialité des célibataires vise précisément à nous montrer ce que serait cette diminution si la nuptialité était seule en cause.

En se reportant à l'exemple contenu dans le tableau 5, le lecteur pourra vérifier aisément que, dans une telle table, le nombre c(x) de célibataires ne décroît d'âge en âge qu'en raison des mariages m(x,x+5), ceux-ci étant eux-mêmes obtenus en multipliant les nombres c(x) par les quotients de nuptialité  $_5n_x$ . Dès lors, il est clair que la table nous permet de suivre l'évolution numérique d'un groupe de célibataires, initialement composé de 1,000 personnes et exposé jusqu'à l'âge de 50 ans aux seuls risques de mariage ou quotients de nuptialité. La situation qui nous est ainsi proposée est celle où les célibataires demeurent sous observation jusqu'à leur mariage ou jusqu'à la fin de la période de manifestation du phénomène de la nuptialité. Pour le groupe considéré, l'ensemble des mariages de la table représente la totalité des manifestations possibles du

TABLEAU 5. Construction de la table de nuptialité des générations féminines canadiennes, 1640-1739

		Données brutes		Effectif		Table de nuptialité		
Åge		$C_x - (D_x + E_x)$	Quotient  5nx (pour 1,000)	Céliba- taires c <sub>x</sub> (pour 1,000)	Premiers mariages m(x, x + 5)			
10	1,444	59	20	7	1,431	41	1,000	41
15	1,358	465	27	5	1,342	346	959	332
20	861	479	19	2	851	563	627	353
25	361	176	8	2	356	494	274	135
30	175	50	6	5	170	294	139	41
35	114	25	3	2	112	223	98	22
40	84	11	8	1	80	138	76	10
45	65	2	2	0	64	31	66	2
50	61						64	

Source: Charbonneau, H., Vie et mort de nos ancètres, Montréal, Les Presses de l'Université de Montréal, 1975, p. 163.

phénomène, ce qui permet d'en calculer l'intensité ou "proportion de célibataires finissant par se marier". Cette intensité, complément à l'unité de la fréquence du célibat définitif, est dans notre exemple de 93.6%.

En raison des relations existant entre les trois séries de nombres figurant dans la table, la construction de celle-ci ne requiert que la connaissance préalable de la série des quotients de nuptialité. Examinons donc le mode de calcul de ces quotients.

La partie gauche du tableau 5 regroupe les données recueillies par Charbonneau sur un échantillon représentatif des premières générations féminines canadiennes-françaises. Nous y trouvons d'abord le nombre  $C_x$  de célibataires encore sous observation aux divers anniversaires x multiples de 5 et compris entre 10 et 50 ans. Puis, pour chaque intervalle d'âge commençant à l'un des anniversaires précités, nous trouvons le nombre  $M_x$  de premiers mariages, le nombre  $D_x$  de décès de célibataires et le nombre  $E_x$  de sorties d'observation par émigration ou par suite de défaillances du système d'observation. On pourra vérifier que ce sont là les trois seules sources de variation de l'effectif des célibataires.

Désignons par  ${}_5n_x$  le risque de se marier dans les cinq années à venir pour une femme encore célibataire à l'anniversaire x, risque que nous voulons précisément estimer à l'aide des données recueillies. L'application de ce risque à l'effectif  $C_x$  conduit à un nombre de mariages attendus égal à:

$$_{5}n_{x}$$
 .  $C_{x}$ 

Certains de ces mariages ne pourront être observés à cause des décès ou des sorties d'observation survenant dans les cinq années qui suivent l'anniversaire x. En admettant que les décès et les sorties d'observation se répartissent uniformément dans l'intervalle considéré, et que leurs victimes n'étaient ni plus ni moins exposées que les autres à se marier, on peut estimer que le nombre de mariages devenus inobservables est de:

$$\frac{1}{2}\left[\left(_{5}\mathbf{n}_{x}.\mathbf{D}_{x}\right)+\left(_{5}\mathbf{n}_{x}.\mathbf{E}_{x}\right)\right]$$

En soustrayant des mariages attendus ces mariages devenus inobservables, nous obtenons les mariages effectivement observés et reportés dans le tableau:

$$M_{x} = {}_{5}n_{x} \left( C_{x} - \frac{1}{2}D_{x} - \frac{1}{2}E_{x} \right)$$

De cette égalité, nous tirons facilement la formule de calcul du quotient:

$$_{5}n_{x} = M_{x}/(C_{x} - \frac{1}{2}(D_{x} + E_{x}))$$

# Les proportions de personnes déjà mariées

Une autre manière d'atteindre l'intensité de la nuptialité des célibataires consiste à faire porter l'observation sur les membres de la génération parvenus à l'âge de 50 ans, âge au-delà duquel les premiers mariages sont suffisamment rares pour que l'on puisse les négliger. Le partage des personnes survivantes à 50 ans entre célibataires et non-célibataires permet de calculer une proportion de personnes déjà mariées à cet âge. Cette proportion est une mesure de l'intensité de la nuptialité des célibataires puisque nous sommes assurés que toutes les personnes alors sous observation ont bien parcouru en totalité la période de la vie où le phénomène peut se manifester.

En règle générale, les célibataires sont moins bien recensés que les personnes mariées et leurs chances de survie sont également plus médiocres. Il en résulte que la proportion de personnes déjà mariées parmi les recensés âgés de 50 ans est habituellement supérieure à l'intensité fournie par la table de nuptialité de la génération correspondante. En conséquence, une telle proportion doit être considérée comme une estimation par excès de la véritable intensité. Si, néanmoins, nous nous sommes servis de cette proportion pour résumer l'évolution de la nuptialité des générations canadiennes, c'est faute de disposer des statistiques nécessaires à l'élaboration d'un meilleur descripteur. Rassurons cependant le lecteur en lui signalant que l'erreur commise sur l'intensité ne devrait pas dépasser 1 ou 2 points.

Signalons, enfin, que l'on calcule fréquemment la proportion de personnes déjà mariées parmi les survivantes aux divers âges inférieurs à 50 ans. La proportion de célibataires, complémentaire de la précédente, constitue une estimation de la probabilité de ne pas se marier avant l'âge considéré en l'absence d'événements perturbateurs puisqu'elle est calculée sur un ensemble de personnes ayant échappé à de tels événements. En conséquence, dans une génération, la proportion de célibataires parmi les survivants à un anniversaire donné est théoriquement égale, à un facteur 1,000 près, aux célibataires de la table au même anniversaire. En s'appuyant sur cette égalité, il est alors facile de déduire de la série des proportions de célibataires aux divers anniversaires l'ensemble de la table de nuptialité de la génération. En pratique toutefois, cette façon de faire conduira à une légère surestimation de la nuptialité de la génération à cause du sous-dénombrement et de la surmortalité des célibataires.

#### La somme des premiers mariages réduits

À l'instar de ce qui se fait couramment dans la mesure de la fécondité, on peut songer également à calculer des "taux de nuptialité" ou "mariages réduits". Le nombre de premiers mariages observés entre deux anniversaires est alors rapporté à la moyenne arithmétique des effectifs de la génération à ces mêmes anniversaires, c'est-à-dire au nombre d'années vécues par les membres de la génération entre ces deux anniversaires. Chaque taux nous fournit ainsi le nombre moyen de premiers mariages par année complète de vie entre deux anniversaires successifs. L'addition de ces taux de l'âge minimal au mariage jusqu'au 50e anniversaire permet d'obtenir le nombre moyen de premiers mariages par personne ayant parcouru la totalité de la période de la vie où la nuptialité peut se manifester. Cette somme des premiers mariages réduits est, de ce fait, une mesure de l'intensité de la nuptialité des célibataires de la génération.

On peut démontrer que cette somme des premiers mariages réduits sous-estime légèrement l'intensité de la nuptialité à cause, notamment, de la surmortalité des célibataires.

# D-03: ÂGE MOYEN AU PREMIER MARIAGE

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

### Groupes cibles

Ensemble de personnes de même sexe nées au cours d'une même année (génération), ou d'une même période (groupe de générations), pourvu que les survivantes, s'il en reste, aient atteint ou dépassé l'âge de 50 ans.

### Définition

Âge auquel se marieraient en moyenne les membres d'une génération ou d'un groupe de générations, si certains d'entre-eux n'en étaient pas empêchés par une mort prématurée.

### Fonction

En tronquant la période pendant laquelle certaines personnes sont exposées à un premier mariage, la mortalité des célibataires décale vers les âges jeunes la distribution selon l'âge des premiers mariages au sein d'une génération. L'importance de ce décalage varie avec le niveau de la mortalité et n'est donc pas identique d'une génération à l'autre. Pour éliminer cet effet parasite de la mortalité, on substitue à la distribution des premiers mariages selon l'âge effectivement observés celle qui résulterait de l'exposition des membres de la génération au seul phénomène de la nuptialité. Cette nouvelle distribution, que l'on résume par sa moyenne ou âge moyen au premier mariage, fournit le véritable calendrier de la nuptialité des célibataires au sein de la génération.

#### II UTILISATION COURANTE

Calendrier et intensité de la nuptialité des célibataires gagnent à être mis en correspondance. C'est ce qui est fait dans le tableau 6. L'accroissement de l'intensité dans les générations les plus récentes s'est accompagné d'un abaissement de l'âge moyen. C'est là une règle quasi-générale: plus on se marie, plus on se marie tôt, et vice-versa. Cet abaissement a été plus sensible chez les hommes que chez les femmes.

### III FICHE TECHNIQUE

Tout le monde admettra sans peine que les caractéristiques intrinsèques d'un phénomène démographique n'apparaissent qu'à l'examen de situations dans lesquelles les personnes qui lui sont exposées le demeurent pendant toute la période de la vie où il est susceptible de se manifester. C'est pourquoi l'analyste doit proposer des mesures de la nuptialité des célibataires qui soient affranchies de l'inévitable limitation par décès du temps d'exposition de certaines personnes au premier mariage. Il y parvient en recourant à l'une des trois méthodes que nous avons présentées dans la fiche technique des descripteurs D-02, à savoir: élaboration d'une table de nuptialité des célibataires, utilisation des proportions de célibataires observées parmi les survivants aux différents anniversaires, calcul des mariages réduits ou nombres moyens de premiers mariages observés par année vécue par les membres de la génération dans les divers intervalles d'âge.

Chacune de ces trois méthodes permet d'obtenir une distribution des premiers mariages selon l'âge après élimination de l'influence perturbatrice des décès ou sorties d'observation des célibataires. On dispose ainsi du calendrier intrinsèque de la nuptialité, calendrier que l'on résume par sa moyenne ou "âge moyen au premier mariage".

En raison de l'existence fréquente d'une mortalité différentielle selon l'état matrimonial, la table de nuptialité des célibataires doit être préférée aux deux autres méthodes dont l'emploi est surtout commandé par l'insuffisance des statistiques habituellement disponibles.

TABLEAU 6. Âge moyen au premier mariage et proportion de personnes déjà mariées à 50 ans selon le sexe, Canada, groupes de générations 1881-85 à 1941-45

Groupes de		oyen au mariage		de personnes ées à 50 ans
générations	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin
	an	nées	pourc	entage
1881-1885	28.1		86.5	90.0
1886-1890	27.5	23.9	86.5	89.5
1891-1895	27.0	23.8	86.0	89.0
1896-1900	27.6	24.0	87.0	89.0
1901-1905	28.1	24.6	87.0	89.0
1906-1910	27.8	24.9	88.5	89.5
1911-1915	27.4	24.7	89.5	90.5
1916-1920	26.5	24.1	90.0	92.0
1921-1925	25.9	23.3	90.0	93.0
1926-1930	25.5	23.0	90.5	94.0
1931-1935	25.1	22.6	91.0	95.0
1936-1940	24.8	22.3	92.0	95.0
1941-1945		22.5		93.5

Source: Festy, P., op. cit., p. 491.

## D-04: DESCENDANCE FINALE

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

### Groupes cibles

Femmes parvenues à la fin de la période de reproduction et regroupées selon l'année de leur naissance (génération) ou selon l'année de leur mariage (promotion de mariages).

#### Définition

Nombre moyen d'enfants né-vivants par femme parvenue à la fin de la période de reproduction.

# Synonyme

Descendance finale brute.

#### Fonction

La productivité en naissances d'une génération féminine est affectée à la baisse par la disparition de certains de ses membres avant la fin de la période de reproduction. Toutes choses étant égales par ailleurs, plus cette mortalité prématurée est importante, plus la réduction de productivité qui en résulte est grande. Par définition, l'indice proposé ci-dessus est affranchi de cet effet parasite et, de ce fait, il permet de comparer la fécondité de générations soumises à des conditions de mortalité très différentes. Cumul des naissances vivantes survenues tout au long de la période de reproduction, il constitue une mesure de l'intensité de la fécondité générale.

Lorsque l'on s'intéresse uniquement à la fécondité légitime, on calcule habituellement la descendance finale des familles complètes ou nombre moyen d'enfants né-vivants issus de couples non rompus par veuvage ou divorce avant la fin de la période de reproduction de la femme. Par définition, ce descripteur de l'intensité de la fécondité légitime est affranchi de l'effet réducteur du veuvage et du divorce sur la productivité en naissances vivantes des couples mariés.

#### II UTILISATIONS COURANTES

## Descendance finale des générations

a) Ce descripteur est d'abord utilisé pour mettre en évidence la tendance fondamentale de l'évolution historique de la fécondité générale d'une population. À cette fin, on en constitue des séries chronologiques telle celle établie par Henripin pour les générations canadiennes de la fin du siècle dernier et du début de ce siècle (tableau 7).

À ces estimations très sûres puisqu'elles concernent la descendance finale de générations dont l'histoire féconde est terminée, les démographes ajoutent volontiers d'autres estimations portant cette fois sur la descendance finale des générations à histoire féconde inachevée. La descendance déjà atteinte par ces dernières générations ne représente qu'une fraction de leur descendance finale, fraction cependant d'autant plus voisine de l'unité que leurs membres approchent de la fin de la période de reproduction. Si cette fraction était connue, on passerait sans difficulté de la descendance déjà atteinte à la descendance finale. Comme elle ne l'est pas, il faut en estimer la valeur. Une première méthode, purement statistique, consiste à fixer cette valeur en extrapolant la tendance suivie dans le passé par la fraction considérée. C'est de cette manière que Collishaw a évalué la descendance finale probable des générations 1920-1938 à partir de leur descendance déjà atteinte au recensement de 1971 (tableau 8).

TABLEAU 7. Estimation de la descendance finale, Canada, groupes de générations 1871-76 à 1916-21

Groupes de générations	Descendance finale <sup>1</sup>	Groupes de générations	Descendance finale <sup>1</sup>
1871-1876	4,118	1896-1901	3,444
1876-1881	4,067	1901-1906	3,138
1881-1886	4,007	1906-1911	2,944
1886-1891	3,891	1911-1916	2,943
1891-1896	3,714	1916-1921	3,120

Pour 1.000 femmes.

Source: Henripin, J., Tendances et facteurs de la fécondité au Canada, Bureau fédéral de la statistique, Ottawa, 1968, p. 390.

TABLEAU 8. Estimation de la descendance finale des générations 1920-1938

Générations	Descendance finale <sup>1</sup>	Générations	Descendance finale <sup>1</sup>
1920	3,098	1930	3,273
1921	3,115	1931	3,239
1922	3,173	1932	3,217
1923	3,178	1933	3,239
1924	3,208	1934	3,185
1925	3,246	1935	3,127
1926	3,258	1936	3,078
1927	3,241	1937	3,020
1928	3,273	1938	2,954
1929	3,288	7 1 11 11 11 11 11 11 11 11	

<sup>1</sup> Pour 1,000 femmes.

Source: Collishaw, N., La fécondité au Canada, nº 99-706 au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, 1976, p. 66.

Une seconde méthode, plus séduisante pour l'esprit, consiste tout simplement à demander aux femmes encore engagées dans la période de reproduction combien d'enfants supplémentaires désirent-elles avoir. En ajoutant ce nombre à leur descendance déjà atteinte, on obtient bien évidemment leur descendance finale projetée. L'application de la méthode, tant aux États-Unis qu'au Québec, a suscité quelques déceptions, les femmes ou les couples modifiant volontiers leurs objectifs au gré des circonstances.

b) Deuxième utilisation courante: l'évolution historique de la descendance finale des générations sert constamment d'aide à l'interprétation des variations dans le temps de "l'indice synthétique de fécondité générale", indice qui est sans nul doute le principal descripteur conjoncturel de cette fécondité (voir ce descripteur au chapitre 4).

## Descendance finale des promotions de mariages

La fécondité des couples mariés, ou fécondité légitime, est de loin la principale composante de la fécondité générale. Elle mérite donc une attention toute particulière. Pour calculer la descendance finale des femmes mariées, on peut regrouper celles-ci selon leur année de naissance ou selon leur année de mariage. L'expérience montre que le second mode de regroupement est

préférable au premier ne serait-ce que parce qu'il réunit ensemble les femmes dont l'histoire conjugale s'est déroulée dans un même contexte historique. Aussi longtemps que l'essentiel de la reproduction humaine s'inscrira dans le cadre du mariage, la descendance finale des promotions de mariages demeurera un descripteur privilégié de la fécondité.

Au Canada cependant, les statistiques courantes n'en permettent pas le calcul. On doit lui substituer alors un descripteur voisin qui est la "descendance finale des femmes non célibataires selon l'époque de leur premier mariage". Les réponses fournies au recensement de 1961 par un échantillon de femmes canadiennes ont permis à Légaré d'en proposer des estimations, contenues dans le tableau 9. Une fois écartées les données figurant entre parenthèses, ce tableau nous restitue assez fidèlement l'évolution de la dimension moyenne des familles constituées par les femmes appartenant aux différents groupes de promotions de premiers mariages. Toutefois, certaines de ces familles sont incomplètes à cause du décès du mari ou d'un divorce avant la fin de la période de reproduction, tandis que d'autres, et parfois les mêmes, comprennent des enfants nés avant le premier mariage ou issus d'un remariage. C'est pourquoi, en toute rigueur, ce descripteur ne peut être confondu avec la descendance finale des premiers mariages même s'il en fournit probablement une bonne approximation.

TABLEAU 9. Descendance finale des femmes non célibataires selon l'époque de leur premier mariage, Canada, 1910-14 à 1940-44

Promotions de mariages	Âge au premier mariage				
	Tous âges	Moins de 22 ans	22-44 ans		
1910-1914	(4.46)	5.50	(3.72)		
1915-1919	(4.11)	5.11	(3.27)		
1920-1924	3.76	4.62	2.96		
1925-1929	3.55	4.32	2.80		
1930-1934	3.42	4.18	2.78		
1935-1939	3.29	4.08	2.75		
1940-1944	3.14	3.72	2.67		

Source: Légaré, J., "Demographic Highlights on Fertility Decline in Canadian Marriage Cohorts", Revue canadienne de Sociologie et d'Anthropologie, 11, 4, 1974, p. 293.

Mais si le concept de descendance finale des mariages n'est guère utilisé dans les publications officielles canadiennes faute de statistiques appropriées, il est d'emploi assez fréquent dans les enquêtes spécialisées. À titre d'exemple, citons l'enquête menée par Henripin et ses collaborateurs sur la fécondité des Québécoises, enquête dont sont extraits les résultats contenus dans le tableau 10.

### III FICHE TECHNIQUE

### Calcul direct

Pour obtenir la descendance finale des femmes ayant atteint ou dépassé l'âge de 50 ans, il suffit de les interroger. C'est ce qui a été fait lors des recensements canadiens de 1941, 1961, 1971 et 1981. Cependant, pour des raisons faciles à imaginer, seules les femmes ayant déjà été mariées sont habituellement interrogées sur le nombre d'enfants qu'elles ont eus. Pour connaître la descendance finale de l'ensemble des femmes, il faut alors procéder de la manière suivante:

- a) Multiplier la descendance finale des femmes ayant déjà été mariées par leur proportion parmi les survivantes de leur génération, ce qui donne la descendance finale de la génération dans l'hypothèse où les célibataires survivantes n'auraient eu aucun enfant;
- b) Diviser cette première estimation de la descendance finale de la génération par une évaluation de la part des naissances issues de femmes déjà mariées dans l'ensemble des naissances, ce qui a pour effet l'inclusion de la descendance finale des femmes non mariées.

TABLEAU 10. Descendance finale prévue, Québec, promotions de mariages, 1946-50 à 1966-71

Promotions de mariages	D'après l'enquête de 1971	D'après l'enquête de 1976
1946-1950	3.86	
1951-1955	3.42	4.51
1956-1960	3.05	3.20
1961-1965	2.86	2.55
1966-1971	2.83	2.38

Source: Henripin, J., Huot, P.-M., Lapierre-Adamcyk, E., Marcil-Gratton, N., Les enfants qu'on n'a plus au Québec, Montréal, P.U.M., 1981, p. 27.

Voici, à titre d'exemple, le détail des calculs pour les femmes canadiennes âgées de 50-54 ans au recensement de 1961:

3,188
0.896
2,856
0.970
2,944

La descendance finale des femmes canadiennes nées entre le 1<sup>er</sup> juin 1906 et le 31 mai 1911 se trouve ainsi estimée à 2,944 enfants³ pour 1,000 femmes.

### Calcul indirect

Supposons qu'une génération féminine ait produit 150 naissances vivantes entre le 15e et le 16e anniversaire de ses membres, et que son effectif à 15 ans révolus ait été de 75,000. En rapportant l'un à l'autre ces deux nombres, nous obtenons le taux de fécondité générale à 15 ans, soit 150/75,000 = 0.002 ou 2 pour 1,000. Ce taux est le nombre moyen de naissances vivantes par année de vie entre les anniversaires considérés puisque l'effectif de la génération à 15 ans révolus est égal au total des années vécues par ses membres entre le 15e et le 16e anniversaire.

Supposons maintenant que nous puissions répéter ce calcul pour tous les âges inclus dans la période de reproduction de la femme. La suite des taux de fécondité générale nous donne la suite des nombres moyens de naissances vivantes par année vécue dans les intervalles annuels délimités par

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Henripin, J., Tendances et facteurs..., op. cit., p. 390.

les anniversaires successifs. Comme toute survivante à la fin de la période de reproduction passe une année dans chacun de ces intervalles annuels, nous pouvons estimer la descendance finale de la génération par la somme des taux de fécondité générale.

En résumé, la descendance finale d'une génération peut être obtenue en calculant d'abord les taux de fécondité générale par âge individuel, puis en additionnant ces taux pour l'ensemble des âges inclus dans la période de reproduction de la femme.

La descendance finale d'une promotion de mariages peut être calculée selon une procédure formellement identique à la précédente: a) calcul des taux de fécondité légitime par durée individuelle du mariage en prenant pour dénominateur l'effectif des couples subsistants à chaque durée, b) addition de ces taux jusqu'à 20 ou 25 ans de mariage. Le calcul doit préférablement se faire par groupe d'âges au mariage si l'on craint une modification progressive de la composition initiale de la promotion par suite des divorces ou veuvages.

### Comparaison des deux calculs

Le calcul direct s'appuie sur les résultats d'une enquête rétrospective auprès des femmes ayant atteint ou dépassé l'âge limite de la reproduction. Or, invitées à déclarer le nombre total d'enfants né-vivants qu'elles ont mis au monde, quelques-unes d'entre-elles excluent de leur descendance un ou plusieurs enfants morts en bas âge. De plus, la fécondité des femmes ainsi interrogées n'est pas nécessairement représentative de celle de leur génération ou de leur promotion. On peut imaginer, par exemple, que ces survivantes ont bénéficié d'un bon état de santé qui leur conférait également une fécondité supérieure à celle de leurs contemporaines décédées; ou, au contraire, que des risques de décès liés aux accouchements ont amoindri les chances de survie des plus fécondes. Les migrations peuvent également entraîner des sélections analogues.

Le calcul indirect souffre moins de ces effets sélectifs. Le calcul des taux de fécondité permet en effet d'intégrer à chaque âge la fécondité de l'ensemble des femmes encore vivantes et présentes. Ainsi, une femme décédée ou émigrée avant la fin de la période de reproduction figurera au dénominateur de tous les taux jusqu'au moment de son décès ou de son départ, tandis que ses maternités éventuelles seront incluses dans les numérateurs appropriés. De même, pour une femme immigrée, seul le niveau de sa fécondité après son arrivée sera pris en compte. De la sorte, la somme des taux de fécondité par âge (ou par durée du mariage) fournit a priori une descendance finale plus représentative de la fécondité de l'ensemble de la génération (ou de la promotion).

Signalons que, au Canada, le calcul indirect conduit à des descendances finales légèrement inférieures à celles obtenues par le calcul direct.

# D-05: ÂGE MOYEN À LA MATERNITÉ

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

# Groupes cibles

Ensemble de femmes nées au cours d'une même année (génération), ou au cours d'une même période (groupe de générations), pourvu que les survivantes, s'il en reste, aient atteint ou dépassé l'âge limite de la reproduction.

### Définition

Âge moyen à l'accouchement pour les femmes parcourant la totalité de la période de reproduction.

# Synonyme

Âge moyen à l'accouchement ou à la maternité.

### Fonction

Dans une génération féminine, le nombre de maternités à un âge donné dépend à la fois du nombre et de la fécondité des survivantes à cet âge. En conséquence, la répartition effective des maternités selon l'âge de la femme ne traduit qu'imparfaitement la variation de la fécondité avec l'âge puisqu'elle se ressent également de la réduction progressive du nombre de survivantes tout au long de la période de reproduction. D'où la nécessité de remplacer cette répartition effective par une distribution débarrassée des effets parasites de la mortalité, effets d'ailleurs inégaux d'une génération à l'autre. À la différence de la première, cette seconde distribution décrit fidèlement la variation de la fécondité avec l'âge, et sa moyenne est un bon descripteur du calendrier de la fécondité générale.

### II UTILISATIONS COURANTES

- a) L'évolution historique de l'âge moyen à la maternité est souvent comparée à celle de la descendance finale. La comparaison pour quelques générations canadiennes atteste de leur évolution divergente (tableau 11).
- b) L'âge moyen à la maternité sert également d'aide à l'interprétation de l'indice synthétique de fécondité générale (voir chapitre 4).

# III FICHE TECHNIQUE

### Calcul direct

En demandant aux femmes parvenues à la fin de la période de reproduction quel était leur âge à la naissance de chacun de leurs enfants, on réunit toute l'information nécessaire au calcul de l'âge moyen à la maternité tel que défini précédemment. Cette information n'est malheureusement pas disponible pour les générations canadiennes.

TABLEAU 11. Descendance finale et âge moyen à la maternité, Canada, générations 1901 à 1930

Générations	Descendance finale <sup>1</sup>	Âge moyen à la maternité	Générations	Descendance finale <sup>1</sup>	Åge moyen à la maternité
1901	3,14	29.02	1916	2.92	29.64
1902	3,08	29.05	1917	2.96	29.59
1903	3.04	29.08	1918	3.02	29.50
1904	2.98	29.16	1919	3.08	29.37
1905	2.93	29.22	1920	3.13	29.28
1906	2.90	29.26	1921	3.18	29.14
1907	2.87	29.30	1922	3.24	28.98
1908	2.83	29.41	1923	3.27	28.80
1909	2.82	29.49	1924	3.29	28.60
1910	2.79	29.55	1925	3.31	28.43
1911	2.77	29.67	1926	3.30	28.33
1912	2.78	29.73	1927	3.31	28.17
1913	2.80	29.82	1928	3.32	27.90
1914	2.84	29.75	1929	3.33	27.68
1915	2.88	29.71	1930	3.35	27.42

Nombre moyen d'enfants par femme.

Source: Vanasse-Duhamel, D., "Les modèles de translation comme supports à l'analyse et à la projection de la fécondité au Canada", dans Rapport technique sur les projections démographiques pour le Canada et les provinces 1972-2001, n° 91-516 au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, 1975, p. 72.

### Calcul indirect

Imaginons que nous suivions une génération féminine tout au long de la période de reproduction de la femme en relevant soigneusement le nombre de naissances vivantes survenant entre les anniversaires successifs. À chaque âge, nous pouvons diviser le nombre de naissances vivantes par l'effectif de la génération pour obtenir le taux de fécondité générale. Au total, nous disposerons alors de 35 taux de fécondité nous fournissant le nombre moyen de naissances vivantes par année vécue dans chacun des intervalles annuels constitutifs de la période de reproduction.

Les femmes encore en vie à l'âge de 50 ans ont nécessairement vécu une année complète dans chacun des intervalles annuels que nous venons de considérer. Il en résulte que le nombre moyen de leurs accouchements entre deux anniversaires successifs est donné par le taux de fécondité générale à l'âge correspondant. L'âge moyen à la maternité se calculera donc, comme toute moyenne, en procédant de la manière suivante: multiplication du taux de fécondité à l'âge x par la quantité (x+0.5), puis addition de ces produits pour tous les âges x, et enfin division de cette somme de produits par la somme des taux de fécondité ou descendance finale.

# D-06: TAUX BRUT DE REPRODUCTION

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

## Groupes cibles

Ensemble de femmes nées au cours d'une même année (génération), ou au cours d'une même période (groupe de générations), pourvu que les survivantes, s'il en reste, aient atteint ou dépassé l'âge limite de la reproduction.

### Définition

Nombre moyen de filles mises au monde par les femmes parcourant la totalité de la période de reproduction.

## Synonyme

Descendance finale, ou complète, en filles.

### Fonction

Voir "D-04: Descendance finale".

### II UTILISATION COURANTE

Voir "D-07: Taux net de reproduction".

### III FICHE TECHNIQUE

Se calcule en multipliant la descendance finale de la génération par la proportion de naissances de filles dans l'ensemble des naissances, soit 0.488.

# D-07: TAUX NET DE REPRODUCTION

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

# Groupes cibles

Ensemble de femmes nées au cours d'une même année (génération féminine), ou au cours d'une même période (groupe de générations féminines), pourvu que l'histoire féconde de ces femmes soit déjà terminée.

#### Définition

Rapport entre le nombre de filles mises au monde par les femmes d'une génération et l'effectif initial de celle-ci.

### Synonyme

Descendance finale nette en filles.

#### Fonction

Le taux net de reproduction est calculé en comparant deux effectifs de femmes à la naissance: celui des filles d'une part, celui de la génération à laquelle appartiennent leurs mères d'autre part. L'objectif du calcul est d'apprécier dans quelle mesure une génération féminine assure son propre remplacement.

### Descripteurs concurrents

Au lieu de comparer les effectifs à la naissance, on peut comparer le nombre de filles survivantes à un âge x au nombre de survivantes au même âge dans la génération des mères. On obtient alors le "taux net de reproduction à l'âge x" dont la valeur diffère généralement du taux net de reproduction à la naissance. L'appréciation que l'on peut porter sur le remplacement d'une génération dépend donc de l'âge auquel on se place. De là l'idée de construire un "taux net de reproduction des années vécues" susceptible de fournir une appréciation globale du remplacement de la génération. Tous ces descripteurs seront présentés dans le mode d'emploi ci-après.

Signalons auparavant que l'on calcule également, mais beaucoup plus rarement, des taux nets de reproduction pour les générations masculines.

### II UTILISATION COURANTE

Comme l'exprime clairement la définition, le taux net de reproduction permet de savoir si une génération féminine a pu assurer son remplacement par l'ensemble des filles auxquelles ses membres ont donné le jour. L'examen d'une série chronologique de tels taux est riche d'enseignements sur le renouvellement naturel des générations constitutives d'une population. Ainsi, en l'absence de migrations, une suite ininterrompue de valeurs supérieures à l'unité implique la formation de générations de plus en plus nombreuses; au contraire, une succession ininterrompue de valeurs inférieures à l'unité implique une diminution progressive de l'effectif initial des générations successives.

Il faut savoir cependant que l'appréciation de la reproduction nette d'une génération dépend de l'âge auquel on se place. L'évolution séculaire de la mortalité assurant de meilleures chances de survie à l'ensemble des filles qu'à la génération des mères, le rapport entre les survivantes de ces deux groupes augmente en effet avec l'âge. Il peut arriver, en particulier, qu'une génération ne puisse assurer le remplacement de son effectif à la naissance tout en assurant le remplacement de ses effectifs à l'âge adulte ou durant la vieillesse. Ces faits sont bien illustrés par les taux nets de reproduction calculés à différents âges<sup>4</sup> pour quelques groupes de générations françaises (tableau 12).

<sup>4</sup> Le taux net de reproduction à l'âge x est le rapport entre le nombre de filles survivantes à cet âge et le nombre de survivantes au même âge dans la génération des mères.

TABLEAU 12. Diverses mesures de la reproduction, France, groupes de générations 1826-30 à 1846-50

0		Reproduction nette		Mar and a second and in
Générations	ÀOan	À 15 ans	À 60 ans	Taux de reproduction des années vécues
1826-1830	0.95	0.98	1.06	0.98
1831-1835	0.94	0.98	1.07	0.98
1836-1840	0.97	0.99	1.09	1.03
1841-1845	0.98	1.00	1.11	1.07
1846-1850	0.97	1.01	1.14	1.10

Source: Depoid, P., Reproduction nette en Europe depuis l'origine des statistiques de l'état civil, cité par Pressat, R., L'analyse démographique (2° édition), Paris, P.U.F., 1969, pp. 248 et 251.

Ces constatations suggèrent qu'une population peut continuer à croître de façon naturelle alors que les générations qui la constituent n'assurent plus le remplacement de leurs effectifs à la naissance.

Chacun sait qu'une prolongation de la durée des études fait augmenter la population scolaire, même si le nombre annuel des nouvelles admissions ne varie pas. De même, la population totale peut augmenter du seul fait d'un allongement de la vie moyenne. En l'absence de migrations, la contribution totale d'une génération à l'effectif d'une population dépend du nombre initial de ses membres et de leur durée de vie et se mesure donc par le nombre total d'années vécues par ses membres. De là, l'idée de comparer les années vécues par les filles à celles vécues par la génération de leurs mères. Si leur rapport, ou "taux de reproduction des années vécues", est supérieur à l'unité, la croissance naturelle de la population est assurée; dans le cas contraire, elle ne l'est pas.

## III FICHE TECHNIQUE

Les statistiques courantes de l'état civil ne permettent pas un calcul direct du taux net de reproduction. Établies grâce aux enregistrements des événements démographiques survenant annuellement sur un territoire déterminé, ces statistiques ne peuvent inclure les naissances issues de femmes émigrées en d'autres lieux. De ce fait, le numérateur du taux net demeure hors de leur portée.

Le calcul du taux net de reproduction se fait donc de manière indirecte. En multipliant la descendance finale de la génération par le taux de féminité des naissances (0.488), on obtient la descendance finale en filles ou taux brut de reproduction. Ce taux brut est une mesure de la reproduction en l'absence de mortalité avant l'âge de 50 ans dans la génération des mères. Pour passer du taux brut au taux net, il faut introduire l'effet réducteur de la mortalité antérieure aux maternités potentielles, ce que l'on fait en multipliant le taux brut de reproduction par le taux de survie de la génération à l'âge moyen à la maternité. Les développements mathématiques exposés dans les manuels d'analyse démographique montrent en effet que, si seulement 80% des femmes survivent jusqu'à l'âge moyen à la maternité, le nombre de filles qu'elles mettront au monde sera inférieur de 20% à ce qu'il serait en l'absence de mortalité avant la fin de la période de reproduction de la femme.

Le calcul du taux net de reproduction suppose donc la connaissance de la suite des taux de fécondité générale par âge, suite résumée par la descendance finale et l'âge moyen à la maternité, ainsi que la connaissance de la table de mortalité, table dont on extrait le taux de survie à l'âge moyen à la maternité.

## CHAPITRE 3

### LES DESCRIPTEURS DE L'ÉTAT DE LA POPULATION

Ce sont les recensements qui fournissent les données les plus détaillées et les plus complètes sur l'état de la population à différentes dates. Au Canada, les recensements ont lieu en juin des années dont le millésime se termine par 1 ou 6. Entre les recensements, l'état de la population n'est connu que grâce aux enquêtes par sondage et aux mises à jour effectuées à l'aide des données de l'état civil et des statistiques de migrations.

Dans l'ensemble des informations disponibles, nous ne retiendrons ici que celles concernant les structures proprement démographiques: répartitions selon le sexe et l'âge, l'état matrimonial et la situation familiale. Ces structures dépendent de l'évolution passée des phénomènes démographiques et influent sur leur évolution à court et moyen terme.

# D-08: PYRAMIDE DES ÂGES

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

### Définition

Double histogramme illustrant la composition par sexe et âge d'une population à une date donnée et qui doit son nom à "la figure qu'il évoque par sa forme triangulaire et sa disposition en assises superposées".

#### Fonctions

Comme tout histogramme, la pyramide des âges permet d'appréhender d'un seul coup d'oeil une distribution statistique difficilement saisissable à la lecture des données numériques composant le tableau dont elle est l'illustration graphique. En particulier, les déséquilibres éventuels de la composition par âge et de la répartition selon le sexe deviennent facilement perceptibles grâce à leur transposition en assises de surface inégale.

Comme les accidents majeurs de la conjoncture démographique d'un pays se traduisent par de brusques variations dans l'effectif à la naissance des générations successives, voire parfois par d'importantes modifications des rapports de masculinité aux âges adultes, la pyramide des âges qui en conserve longtemps les traces - est le moyen le plus rapide que nous ayons à notre disposition pour déceler de tels accidents. On peut dire qu'elle nous restitue à grands traits, sous forme quasiphotographique, le mouvement de la population sur plus d'un demi-siècle.

Enfin, la juxtaposition de pyramides dressées à différentes dates met en relief le vieillissement démographique des populations occidentales.

#### II INTERPRÉTATION

### Pyramide des âges et passé démographique<sup>2</sup>

La figure 2 illustre bien, pour chacun des sexes, la structure par âge de la population du Canada.

La forme générale triangulaire de la pyramide résulte surtout de l'action de la mortalité qui, lorsqu'on avance en âge, réduit progressivement les effectifs des générations. À cet effet d'âge s'ajoute un effet de générations les individus nés une même année ont vécu des événements qui leur sont propres et qui ont pu affecter la structure par âge observée le 3 juin 1981; la représentation des données par années d'âge sous forme de pyramide permet ainsi de retracer, dans ses grandes lignes, l'histoire de la population canadienne depuis le début du siècle.

Commentons brièvement, à partir du sommet de la pyramide, quelques-uns des événements qui y ont laissé leur marque, en perturbant le tracé des courbes masculine et féminine. Une encoche, correspondant aux individus nés dans les années 1915-1919, met en évidence le déficit de naissances qui a résulté du premier conflit mondial. Un autre déficit, qui touche un plus grand nombre d'années d'âge, est imputable à trois facteurs: la baisse de la fécondité durant la crise économique des années trente³ (mariages différés et infécondité volontaire), le passage à l'âge de fécondité des classes creuses nées en 1915-1919 et l'effet perturbateur de la guerre de 1939-45 (couples séparés et mariages différés). Dès 1946, on assiste à une "récupération" des naissances⁴ retardées par le second

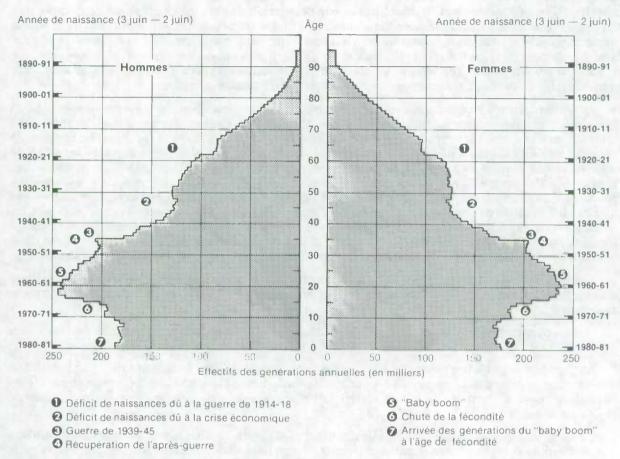
Henry, L., Dictionnaire démographique multilingue (volume français, 2º édition), Liège, éditions Ordina, 1981, p. 55.
 Ce passage a été tiré presque intégralement de Statistique Canada, Estimations de la population selon le sexe et

l'age, Canada et provinces, 1er juin, 1977, nº 91-202 au catalogue, novembre 1978, pp. 13-15.

En fait, la baisse du nombre des naissances a été sensible dès 1921-22; égal à 256,875 cette année censitaire-là, ce nombre n'est revenu à un niveau guère plus élevé (260,962 naissances) que 20 ans plus tard, en 1941-42, et ce malgré la croissance démographique durant cette période. Voir Fleming, M., Births, Deaths and Immigration on a Census-year Basis for Canada and the Provinces, 1921 - (Immigration 1931) - 1966, Technical Memorandum (General Series), No. 14, Population Estimates and Projections, Census Division, Dominion Bureau of Statistics, Ottawa, 20 janvier 1967, tableau 2.

Cela se traduit par une forte augmentation du nombre des naissances qui passe de 298,776 en 1945-46 à 354,345 l'année censitaire suivante. Voir Fleming, M., op. cit., tableau 2.

Figure 2
Pyramide des âges, Canada, 3 juin 1981



Source: Statistique Canada, Recensement du Canada de 1981.

conflit mondial, puis à un important regain de la natalité ("baby boom"): cela explique le renflement de la pyramide jusque vers 1960. Le rétrécissement de la pyramide observé ensuite est dû à la chute récente de la natalité, particulièrement nette depuis 1965, et à l'effectif réduit des femmes en âge de procréer, nées durant la crise économique ou la dernière guerre. Soulignons enfin que les générations nombreuses du "baby boom" arrivent à l'âge de fécondité; si le comportement procréateur des couples ne se modifie pas de façon importante, cela se traduira par une augmentation du nombre de naissances durant les quelques années à venir, donc par l'élargissement, déjà perceptible, de la base de la pyramide.

## Le vieillissement démographique

La confrontation des pyramides dressées depuis un siècle ou deux pour la population des pays industrialisés fait apparaître un phénomène quasi-général de vieillissement. Ce vieillissement démographique, distinct du vieillissement individuel ou sénescence, est "une modification progressive de la répartition par âge des membres d'une population qui donne un poids de plus en plus fort aux âges avancés et, corrélativement, un poids de plus en plus faible aux âges jeunes"5. Il est bien illustré par l'évolution de la répartition par âge de la population de la France entre 1776 et 1951 en raison de la précocité et de la sévérité de ses manifestations dans ce pays (figure 3).

La chronologie du vieillissement des populations occidentales est révélatrice du mécanisme démographique qui l'a engendré et soutenu. La France comptait déjà 12% de personnes âgées de plus de 60 ans vers 1870 et devançait ainsi la Suède d'une quarantaine d'années, et l'Angleterre

<sup>5</sup> Pressat, R., Dictionnaire de démographie, Paris, P.U.F., 1979, p. 282.

d'une soixantaine d'années. Cette avance sur la voie du vieillissement a été prise, soulignons-le, sans que la France ait bénéficié d'une baisse de mortalité plus précoce ou plus intense que dans les deux autres pays. En fait, cette avance est identique à celle relevée pour l'amorce de la baisse de la natalité. En règle générale, l'augmentation de la proportion de personnes âgées est contemporaine du déclin de la natalité et commence habituellement plusieurs décennies après le début de la baisse de la mortalité. Il est donc clair que le vieillissement démographique observé jusqu'ici résulte essentiellement de la contraction progressive de l'effectif à la naissance des nouvelles générations. Il a d'ailleurs suffi d'une reprise de la natalité dans les années d'après-guerre pour voir s'amorcer dans certains pays le phénomène opposé de rajeunissement démographique.

Contrairement à ce qui a été souvent affirmé, l'allongement de la vie moyenne n'a joué qu'un rôle très secondaire dans le vieillissement des populations. Certes, comme nous l'avons vu en traitant du taux net de reproduction, cet allongement fait augmenter avec l'âge le rapport de l'effectif de la génération des enfants à l'effectif de la génération des parents, mais cet effet de vieillissement reste mineur comparativement à celui induit par la limitation progressive des naissances. Par contre, le fait que le vieillissement de la population féminine soit, de nos jours, plus prononcé que celui de la population masculine du même pays ne peut guère s'expliquer autrement que par les meilleures chances de survie des personnes de sexe féminin. Cette avance prise par les populations féminines préfigure la situation nouvelle qui résulterait d'une amélioration de la longévité humaine par un allongement du temps de la vieillesse. Au vieillissement par la base de la pyramide, tel que nous l'avons connu jusqu'ici, succéderait alors un vieillissement par le sommet.

Les migrations, lorsqu'elles sont importantes et de même direction, modifient le rythme du vieillissement démographique. L'émigration provoque une accélération, l'immigration un ralentissement.

Les pyramides des figures 3 et 4, construites à la même échelle, permettent de mettre en évidence le vieillissement plus tardif de la population canadienne, et son stade moins avancé.

Contrairement à la France qui a probablement connu une plus longue tradition de limitation des naissances que tout autre pays au monde, le Canada figurait jusqu'à très récemment parmi les pays développés à fécondité élevée et bénéficiait d'une assez forte immigration, autre facteur de rajeunissement.

La population française est ainsi devenue un cas type de vieillissement démographique, alors que le Canada compte encore parmi les pays industrialisés dont la structure par âge est la plus jeune: en 1981, on y dénombrait 9.7% de personnes âgées de plus de 65 ans, proportion que la France avait déjà dépassée en 1936.

## III FICHE TECHNIQUE

### Données nécessaires

De toute évidence, pour construire une pyramide des âges il faut disposer d'un classement assez détaillé des personnes de chaque sexe selon leur âge.

D'ordinaire, les personnes sont classées selon le dernier anniversaire atteint, c'est-à-dire selon le nombre d'années complètes de vie ou années révolues. Toutes les personnes dont l'âge véritable au moment de l'observation est égal ou supérieur à x ans exactement tout en restant inférieur à x+1 ans exactement seront alors classées dans le groupe d'âge "x ans révolus". En vertu du même principe, toutes les personnes appartenant au groupe "x, x+4" seront celles dont l'âge réel à l'observation était égal ou supérieur à x ans exactement tout en demeurant inférieur à x+5 ans exactement.

Plus exceptionnellement, les personnes sont classées selon l'anniversaire ou l'âge atteint dans l'année civile où l'état de la population est dressé. Ce classement équivaut à un classement par année de naissance. Il coı̈ncide en fait avec le précédent lorsque l'état de la population est dressé au ler janvier. Dans le cas contraire, les groupes d'âges ne sont plus délimités par des anniversaires puisque l'âge véritable des membres d'une même génération à un moment quelconque de l'année tombe dans un intervalle annuel à cheval sur un anniversaire. Les limites précises de cet intervalle devront alors être déterminées à l'aide d'un diagramme de Lexis et exprimées en années et dixièmes d'année. Comme il s'agit malgré tout d'une situation assez rare, nous ne nous étendrons pas davantage sur cette difficulté, laissant au lecteur le soin de consulter les manuels classiques de la démographie en cas de besoin.

### Construction de la pyramide

La règle impérative à suivre dans cette construction est la suivante: pour chaque sexe, l'effectif d'un groupe d'âge, ou la proportion correspondante, doit être représenté par la surface d'un rectangle. En conséquence, ce rectangle doit avoir une dimension verticale proportionnelle à l'étendue de l'intervalle d'âge exprimée en années, et une dimension horizontale proportionnelle à l'effectif moyen ou à la proportion moyenne par année d'âge au sein du groupe d'âge. Pour la raison évoquée précédemment, si cette règle n'était pas respectée, la pyramide obtenue donnerait à l'utilisateur une vision déformée de la distribution de la population selon l'âge et l'entraînerait dans les erreurs d'interprétation qui en découlent.

Pour comprendre l'agencement des rectangles, il suffit de se reporter à une pyramide déjà construite. Nous y remarquons d'abord deux demi-axes verticaux, peu espacés, ayant pour origine deux points voisins situés de part et d'autre du milieu d'un segment de droite horizontal. Les demi-axes verticaux portent chacun la même échelle arithmétique des âges constituée de petits segments de longueur proportionnelle à l'étendue des divers intervalles d'âge retenus. Sur le segment de droite horizontal, nous trouvons en sens opposé deux échelles arithmétiques destinées à repérer les effectifs moyens ou les proportions moyennes par année d'âge, l'une vers la gauche pour le sexe masculin, l'autre vers la droite pour le sexe féminin. Nous disposons ainsi des ordonnées et des abscisses nécessaires au tracé de tous les rectangles.

Signalons, enfin, que pour obtenir une "belle" pyramide, il convient de choisir des échelles lui donnant une hauteur maximale sensiblement égale aux 2/3 de sa largeur.

#### Calculs

La pyramide des âges peut être dressée soit à partir des effectifs de chaque sexe par année d'âge ou groupe d'âges, soit à partir des proportions prises par ces mêmes effectifs dans la population totale, c'est-à-dire dans l'effectif "tous âges confondus et sexes réunis". Le calcul de ces proportions, ou fréquences de classe, s'impose de toute évidence lorsque la pyramide à construire doit être ultérieurement comparée à celle d'une population d'effectif total différent.

Dans le cas d'un classement par groupe d'âges, il convient de calculer l'effectif moyen par année d'âge au sein des divers groupes. En effet, comme l'effectif d'un groupe d'âges dépend, toutes choses étant égales par ailleurs, de l'étendue de ce groupe d'âges, seul un tel calcul permet d'atteindre la vraie distribution selon l'âge en éliminant les erreurs de perception résultant de l'inégale étendue des intervalles d'âge communément retenus dans les statistiques. Ce qui est vrai des effectifs, l'est également des fréquences de classe; en conséquence, on calculera pour chaque groupe d'âge la proportion occupée par son effectif moyen par année d'âge dans la population totale. Ce sont ces effectifs moyens ou ces proportions moyennes par année d'âge qui seront utilisées pour la construction de la pyramide.

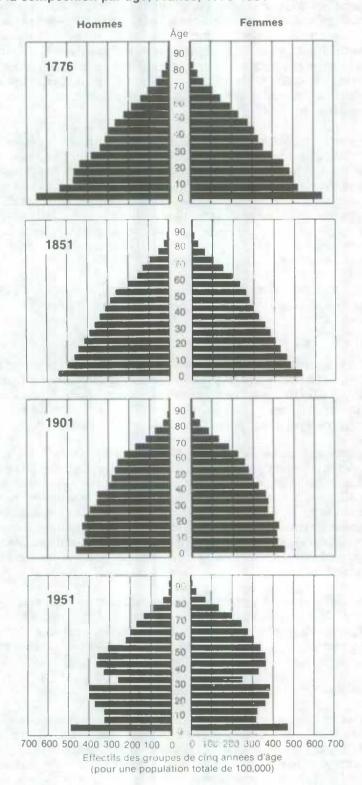
Lorsque le dernier groupe d'âge est un groupe ouvert, par exemple "85 ans et plus", son effectif doit être préalablement réparti entre les groupes d'âges d'étendue plus limitée qui le composent. Cette répartition pourra être faite à l'aide d'une statistique plus détaillée concernant une population jugée semblable. L'arbitraire inévitable du procédé ne nuit généralement pas à la qualité de l'ensemble de la représentation graphique.

## Rapport de dépendance

L'analyse de la structure par âge est habituellement accompagnée de calculs faisant intervenir les effectifs de grands groupes d'âge: 0-14 ans (enfants), 15-64 ans (adultes) et 65 ans et plus (personnes âgées), par exemple. Leur répartition en pourcentage permet notamment de juger du degré de vieillissement de la population en cause. D'autre part, le rapport de dépendance mesure de façon plus ou moins précise l'importance relative de la population dite économiquement dépendante alors que le rapport personnes âgées - enfants renseigne sur sa composition<sup>6</sup>.

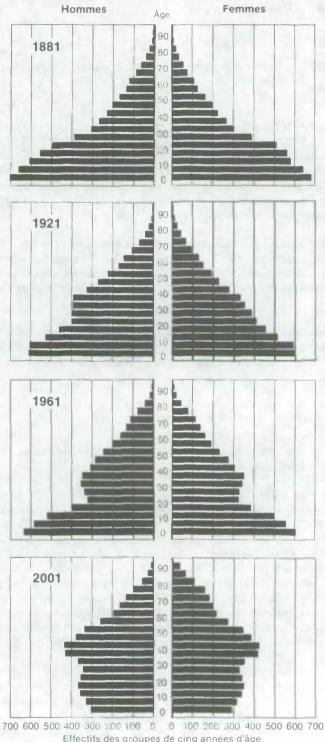
Pour un exemple d'utilisation de ces rapports, voir Statistique Canada, Estimations de la population ..., op. cit., pp. 15-16, et Norland, J.A., La composition par àge et par sexe de la population du Canada (Étude schématique, Recensement du Canada de 1971), nº 99-703 au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, 1976, pp. 21-53.

Figure 3 Évolution de la composition par âge, France, 1776-1951



Source: Bourgeois-Pichat, J., "Évolution de la population française depuis le XVIII<sup>e</sup> siècle", Population, 4, 1951, pp. 661-662; I.N.S.E.E., Statistique du mouvement de la population, 1950 et 1951, Paris, P.U.F., 1956, pp. 22-23.

Figure 4 Évolution de la composition par âge, Canada, 1881-2001



Effectifs des groupes de cinq années d'âge (pour une population totale de 100,000)

Source: Statistique Canada, Recensements du Canada de 1881, de 1921 et de 1961, et projection 4 (nº 91-520 au catalogue)

# D-09: RAPPORT DE MASCULINITÉ

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

### Définition

Nombre de personnes de sexe masculin pour 100 personnes de sexe féminin.

#### **Fonctions**

Le rapport de masculinité à la naissance permet d'apprécier la qualité de l'enregistrement des naissances vivantes. Lorsque ces naissances sont suffisamment nombreuses et que leur dénombrement est exhaustif, ce rapport est en effet très voisin de 105. Cependant, des valeurs plus élevées ont parfois été observées à la veille ou au lendemain de la fin des guerres, tant dans les pays belligérants que dans les pays neutres. Il n'y a pas à ce jour de théorie universellement admise permettant d'expliquer l'existence de cette constante biologique de la reproduction humaine ou l'origine des écarts conjoncturels à la norme.

Les rapports de masculinité diminuent normalement avec l'âge sous l'effet de la surmortalité masculine qui érode progressivement l'excédent masculin à la naissance et lui substitue, à l'âge adulte, un excédent féminin de plus en plus important. L'évolution de ces rapports avec l'âge fournit donc une illustration probante du vieillissement différentiel selon le sexe tout en révélant sa cause profonde.

La confrontation implicite des données observées à ce schéma normatif de l'évolution avec l'âge du déséquilibre des sexes permet de mettre en évidence certaines déficiences des recensements de la population; elle révèle l'influence des guerres et des migrations sur la composition par sexe de certaines classes d'âge.

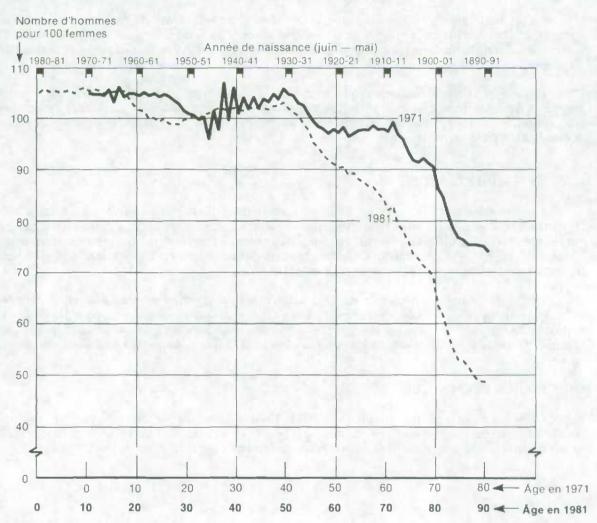
### II INTERPRÉTATION

La figure 5 permet, bien mieux qu'une pyramide des âges, de discerner clairement l'inégalité, selon le sexe, des effectifs des divers âges.

Comme dans le cas d'une pyramide des âges, l'analyse de l'évolution du rapport de masculinité exige que l'on sépare l'effet d'âge de l'effet de génération. L'impact du premier effet peut se résumer ainsi: il naît environ 105 garçons pour 100 filles mais, à cause de la surmortalité masculine, ce rapport diminue lorsqu'on avance en âge et sa chute est particulièrement nette après le 45e anniversaire; cela explique l'allure générale de la courbe. L'effet de génération vient perturber le tracé que la mortalité seule imposerait à cette courbe. En effet, chaque génération a une histoire distincte, parsemée d'événements qui ont pu modifier le rapport de masculinité qui résulterait uniquement de l'effet d'âge. Citons, à titre d'exemple, les variations de la surmortalité masculine causées par une guerre; d'autre part, des modifications des conditions sanitaires ou du mode de vie peuvent avoir, sur la mortalité, des effets qui se feront sentir davantage chez les individus d'un sexe donné; enfin, les migrations peuvent affecter un sexe plus que l'autre.

Cependant, certaines irrégularités de la courbe de la figure 5 sont étrangères aux effets d'âge ou de génération et sont plutôt une indication de la qualité du recensement dont sont tirées ces données. Le creux observé vers l'âge de 25 ans en est un exemple: il résulte fort probablement d'un sous-dénombrement différentiel selon le sexe particulièrement élevé, sans doute dû en grande partie à la forte mobilité de la population masculine à ces âges; le fait que l'on retrouve ces creux au même âge en 1971 et en 1981 semble le confirmer. Sur ce même graphique, l'allure en dents de scie de la courbe de 1971, entre les 25e et 35e anniversaires révèle également certaines imperfections du recensement.

Figure 5
Rapport de masculinité selon l'âge, Canada, 1971 et 1981



Source: Statistique Canada, Recensements du Canada de 1971 et de 1981.

# D-10: DESCRIPTEURS DE L'ÉTAT MATRIMONIAL

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Répartition des personnes selon leur état matrimonial de droit ou de fait au moment de l'observation.

### **Fonctions**

L'état matrimonial d'une personne à une date donnée permet de savoir si elle a déjà été engagée dans une relation conjugale et si elle l'est encore. La répartition des personnes selon l'état matrimonial renseigne donc sur la fréquence de la vie en couple et sur la fréquence de la dissolution du couple.

Cette répartition varie naturellement avec l'âge des personnes et dépend de l'évolution passée et de l'interférence entre plusieurs phénomènes démographiques: nuptialité (y compris le remariage), divortialité et veuvage. Elle renseigne mieux sur la nuptialité des célibataires que sur la divortialité ou le veuvage.

### II INTERPRÉTATION

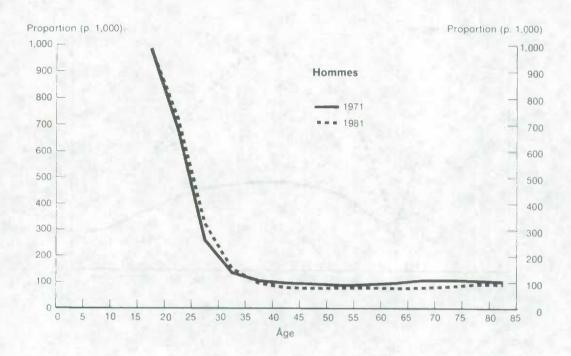
La figure 6 illustre la variation de la proportion de célibataires aux divers âges entre 1971 et 1981. Il en ressort que les nouvelles générations se sont moins mariées aux jeunes âges que celles qui les précèdent. La différence serait encore plus grande si l'on n'avait pas tenu compte des unions libres puisque, en 1981, environ 15% des hommes célibataires âgés de 20-29 ans et 20% des femmes célibataires de même âge cohabitaient hors mariage.

La figure 7 illustre l'évolution de 1971 à 1981 de la proportion de personnes divorcées parmi celles qui ont déjà été mariées. Cette proportion s'est considérablement accrue pour les deux sexes, mais davantage pour les femmes que pour les hommes: cette anomalie s'explique par le fait que les hommes divorcés se remarient plus fréquemment et plus rapidement que les femmes divorcées.

## III FICHE TECHNIQUE

Dans les recensements canadiens de 1971, 1976 et 1981, les personnes vivant en union libre ont été considérées comme mariées quel que soit leur état matrimonial légal. Les répartitions tirées de ces recensements sont donc fondées sur l'état matrimonial de fait.

Figure 6
Proportion de célibataires selon le sexe et le groupe d'âge quinquennal, Canada, 1971 et 1981



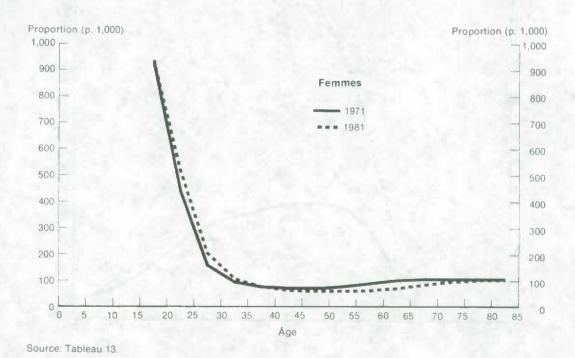
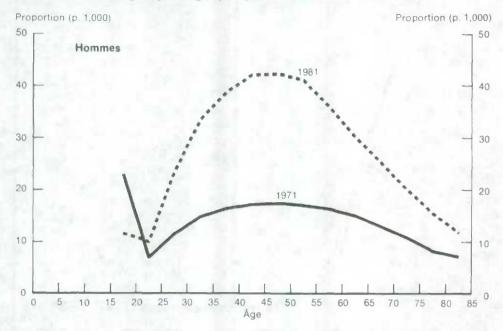


Figure 7
Proportion de divorcés parmi les personnes ayant déjà été mariées, selon le sexe et le groupe d'âge quinquennal, Canada, 1971 et 1981



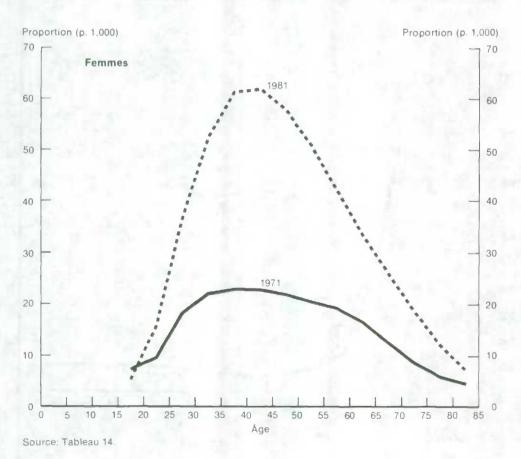


TABLEAU 13. Proportion de célibataires selon le sexe et le groupe d'âge quinquennal, Canada, 1971 et 1981

C 110	Hor	mmes	Fer	nmes
Groupe d'âge	1971	1981	1971	1981
		pour 1	,000	
15-19 ans	983.5	984.2	925.2	933.5
20-24 "	676.3	719.2	435.0	511.2
25-29 "	256.1	320.0	154.1	199.7
30-34 "	133.1	149.7	90.7	104.6
35-39 "	102.6	93.4	73.3	73.1
40-44 "	94.3	77.7	68.9	61.0
45-49 "	91.3	74.6	69.8	57.8
50-54 "	86.7	78.3	77.4	60.3
55-59 "	91.9	78.4	90.0	62.9
60-64 "	97.4	75.6	101.8	71.3
65-69 "	107.8	79.9	106.8	85.1
70-74 "	108.5	84.4	105.4	96.5
75-79 "	103.3	92.5	106.4	102.6
80-84 "	100.3	92.1	106.8	102.8

Source: Calculé d'après Statistique Canada, Population. État matrimonial par groupe d'âge, 1971, nº 92-730 au catalogue et Statistique Canada, Population. Âge, sexe et état matrimonial, 1981, nº 92-901 au catalogue.

TABLEAU 14. Proportion de divorcés parmi les individus ayant déjà été mariés selon le sexe et le groupe d'âge quinquennal, Canada, 1971 et 1981

C 115	Hor	nmes	Fen	nmes
Groupe d'âge	1971	1981	1971	1981
		pour 1	,000	
15-19 ans	22.9	11.5	7.3	5.3
20-24 "	6.9	9.9	9.6	15.8
25-29 "	11.5	23.5	18.2	36.6
30-34 "	14.8	33.5	22.0	52.3
35-39 "	16.4	38.7	22.8	61.2
40-44 "	17.2	42.1	22.6	61.8
45-49 "	17.4	42.2	21.7	57.7
50-54 "	16.9	40.9	20.3	50.5
55-59 "	16.2	35.8	19.0	41.8
60-64 "	14.9	30.0	16.3	33.2
65-69 "	12.8	25.1	12.3	25.7
70-74 "	10.7	20.0	8.4	18.5
75-79 "	8.1	15.4	5.7	11.9
80-84 "	7.0	11.6	4.3	6.9

Source: Voir source du tableau 13.

# D-11: DESCRIPTEURS DES MÉNAGES ET DES FAMILLES

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Indices statistiques tirés de la répartition des ménages et des familles selon leur taille et leur composition, ou de la répartition de la population selon les types de ménages et de familles.

### **Fonctions**

Dans la plupart des pays, on entend par "ménage" l'ensemble des personnes qui habitent un même logement. Il s'agit donc d'une cellule socio-économique très importante pour les études de consommation (y compris les études de consommation médicale).

Dans les recensements, on entend par "famille" un groupe de personnes appartenant à un même ménage et apparentées, à un certain degré à préciser, par le sang, l'alliance ou l'adoption. C'est une cellule bio-sociale très importante pour l'action médico-sociale.

### II INTERPRÉTATION

## Concepts utilisés au Canada

Le ménage est constitué d'une personne occupant seule son logement ou de l'ensemble des personnes habitant le même logement. On distingue les ménages privés des ménages collectifs, ces derniers étant composés des personnes résidant dans une même institution ou un même établissement commercial ou communautaire.

La "famille économique" est un groupe de deux personnes ou plus vivant dans un même logement et apparentées par le sang, l'alliance ou l'adoption. Les personnes vivant en union libre font partie d'une même famille économique.

La "famille de recensement" est aussi un groupe de deux personnes ou plus vivant dans un même logement et apparentées par le sang, l'alliance ou l'adoption; cependant, à la différence de la famille économique, elle ne comprend que le noyau familial composé soit du couple seul, soit du couple et de ses enfants célibataires ou d'un adulte vivant avec au moins un enfant célibataire.

#### Deux évolutions significatives

De l'ensemble des analyses de l'évolution des ménages et des familles, nous avons retenu deux résultats particulièrement significatifs.

Le premier concerne les ménages constitués d'une seule personne (tableau 15). Ces ménages sont de plus en plus nombreux et regroupent une proportion de plus en plus forte de la population d'âge adulte ou avancé. C'est un indice de la progression de la solitude dans la société.

Le second résultat concerne les familles monoparentales (tableau 16). Leur part dans l'ensemble des familles de recensement a régressé jusqu'aux années soixante grâce à la diminution des veuvages précoces. Elle a depuis continuellement augmenté en raison de la multiplication des séparations et des divorces durant la période parentale. Le retour à une proportion déjà observée dans le passé ne doit pas faire oublier le fait que les familles monoparentales d'aujourd'hui sont plus jeunes que celles d'autrefois.

TABLEAU 15. Personnes vivant seules au Canada, 1951-1981

Année	Personnes vivant seules	Personnes vivant seules en pourcentage de la population âgée de 15 ans et plus	Ménages d'une seule personne en pourcentage de tous les ménages	
1951	252,4361	$2.6^2$	7.4	
1956	308,613	2.8	7.9	
1961	424,750	3.5	9.3	
1966	589,571	4.4	11.4	
1971	811,817	5.3	13.4	
1976	1,205,340	7.0	16.8	
1981	1,681,130	8.9	20.3	

<sup>1</sup> Ne comprend pas le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest.

Source: Harrison, B., Vivre seul au Canada: Perspectives démographiques et économiques, 1951-1976, nº 98-811 au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, 1981, p. 16; et Statistique Canada, Recensement du Canada de 1981, nº 92-901, 92-904 et 92-905 au catalogue.

TABLEAU 16. Répartition des familles selon le type, Canada, 1941-1981

Type de famille		1941	1951	1961	1971	1981
Époux-épouse	Nbre	2,202,707	2,961,685	3,800,026	4,591,940	5,610,970
	%	87.8	90.1	91.6	90.6	88.7
Monoparentale	Nbre	306,957	325,699	347,418	478,740	714,010
	%	12.2	9.9	8.4	9.4	11.3
Total	Nbre	2,509,664	3,287,384	4,147,444	5,070,680	6,324,980
	%	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

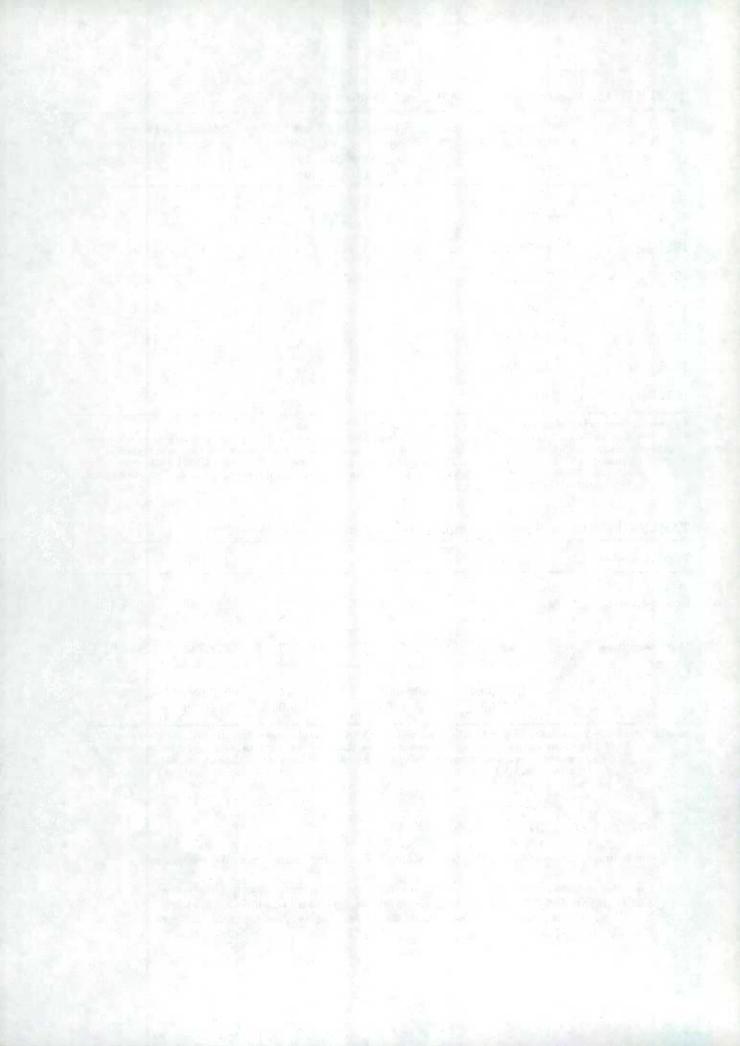
Source: Wargon, S.T., L'enfant dans la famille canadienne, nº 98-810F au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, 1979, p. 80 et Statistique Canada, Familles de recensement dans les ménages privés. Nombre de personnes, enfants à la maison, structure et genre, modalité de vie (Recensement du Canada de 1981), nº 92-905 au catalogue, Ottawa, 1982, p. 4-1.

# III FICHE TECHNIQUE

On trouvera un exposé détaillé des concepts et des méthodes utilisés au Canada dans:

Statistique Canada. Division des caractéristiques du recensement. Guide de l'utilisateur des données du recensement de 1976 sur les ménages et les familles, par B. Harrison (Document de travail, série du logement et des familles, nº 1), 1979.

<sup>2</sup> Le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest ne sont pas compris dans les totaux de la population utilisés pour faire ces calculs parce que les chiffres relatifs aux ménages utilisés dans les mêmes calculs ne comprennent pas cette région.



## CHAPITRE 4

### LES DESCRIPTEURS DU MOUVEMENT DE LA POPULATION

Nous consacrons ce chapitre aux descripteurs tirés des statistiques annuelles sur la survenue des événements démographiques au sein de la population.

Parmi ces descripteurs, les plus connus sont les taux bruts ou nombres annuels d'événements démographiques de même nature pour 1,000 habitants. Nous les présenterons ensemble au début de ce chapitre; toutefois, le taux brut de mortalité fera l'objet d'une présentation détaillée dans le chapitre 6 (voir I-01).

Nous présenterons ensuite trois indices synthétiques plus complexes: l'indice synthétique de fécondité, la somme annuelle des premiers mariages réduits et la somme annuelle des divorces réduits. Pour éviter des redites, l'espérance de vie à la naissance ne sera présentée qu'au chapitre 6 (voir I-03).

### D-12: LES TAUX BRUTS

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Nombre annuel d'événements démographiques de même nature pour 1,000 habitants.

#### Fonctions

Le nombre d'événements démographiques observés dans une population dépend notamment de l'effectif de celle-ci. Obstacle aux comparaisons dans le temps et l'espace, cet effet d'effectif est éliminé par le calcul des taux bruts.

Les taux bruts le plus souvent utilisés sont ceux qui donnent la fréquence annuelle des entrées et des sorties: le taux brut de natalité, le taux brut de mortalité (générale), le taux brut d'immigration et, s'il est disponible, le taux brut d'émigration. La différence entre les deux premiers taux bruts est le "taux d'accroissement naturel" tandis que la différence entre les deux derniers est appelée "taux de migration nette". Le taux d'accroissement (total) est la somme de ces deux nouveaux taux.

### II INTERPRÉTATION

Sur le chronogramme du mouvement naturel de la population canadienne depuis 1921 (figure 8), nous pouvons constater la grande différence de sensibilité de la natalité et de la mortalité aux phénomènes conjoncturels. En effet, alors que la mortalité a régressé tout au long de la période, la natalité a connu un soubresaut important après son effondrement des années trente. Cependant, la cristallisation des souhaits des couples sur la famille de deux enfants et la mise à leur disposition de moyens efficaces pour en éviter l'agrandissement inopiné ont entraîné une nouvelle chute de la natalité au cours des années soixante, puis sa quasi-stabilisation au cours de la décennie suivante.

La croissance naturelle, ou différence entre la natalité et la mortalité, a suivi une évolution calquée sur celle de la natalité. Longtemps assurée par les familles moyennes et nombreuses, elle est aujourd'hui compromise par la généralisation des petites familles puisque celles-ci suffisent à peine à assurer le simple remplacement des générations.

La figure 9 permet de suivre l'évolution du taux brut d'immigration depuis 1921. On y remarque que les périodes de crise économique ou politique ont été défavorables à l'immigration tandis que les périodes d'expansion lui ont été favorables. À noter qu'il ne s'agit pas ici d'immigration définitive, bon nombre d'immigrants retournant dans leurs pays d'origine ou quittant le Canada pour un autre pays d'accueil.

## III FICHE TECHNIQUE

Un taux brut se calcule habituellement en rapportant le nombre E d'événements survenus dans l'année à l'effectif P de la population au milieu de l'année:

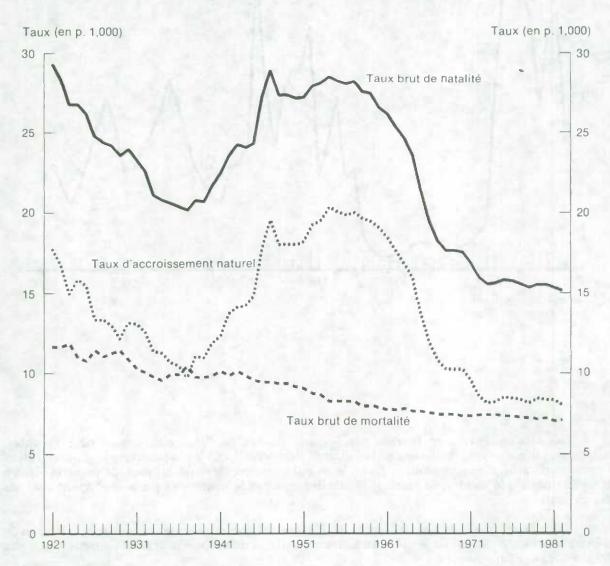
 $t = (E/P) \cdot 1,000$ 

Les taux bruts ne diffèrent ainsi que par leurs numérateurs.

Péron, Y., "L'analyse par cohortes de l'immigration définitive", Population, numéro spécial, septembre 1977, pp. 69-80.

Figure 8

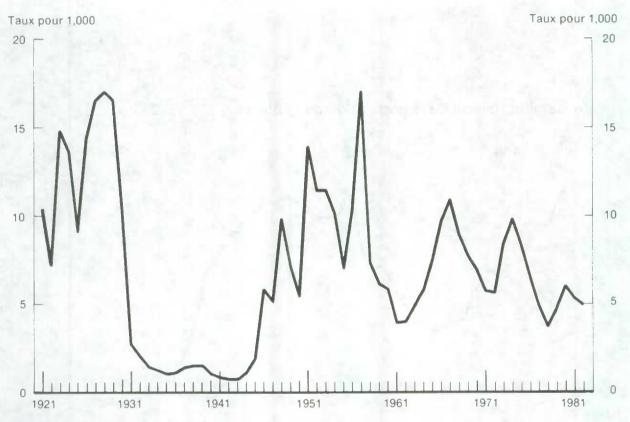
Mouvement naturel de la population canadienne, 1921-1982



Source: Tableau 17.

Figure 9

Taux d'immigration au Canada, 1921-1982



Source: Tableau 17.

Ces numérateurs sont fournis par les statistiques de l'état civil (naissances vivantes, mariages, décès), les statistiques judiciaires (divorces) et les statistiques d'immigration (immigrants officiellement admis). Dans le calcul des taux de nuptialité et de divortialité, on remplace parfois le nombre de mariages et de divorces par le nombre de personnes ayant subi ces événements.

Selon les estimations disponibles, on retient pour dénominateur des taux la population au 30 juin ou à une date voisine (le 1er juin au Canada), voire la demi-somme des estimations faites aux 1er janvier de chaque année.

TABLEAU 17. Les composantes du mouvement de la population canadienne, 1921-1982

Année	Taux brut de nata- lité <sup>1</sup>	Taux brut de morta- lité <sup>1</sup>	Taux d'ac- crois- sement naturel	Taux d'immi- gration	Année	Taux brut de nata- lité <sup>1</sup>	Taux brut de morta- lité <sup>1</sup>	Taux d'ac- crois- sement naturel	Taux d'immi- gration
		pour	1,000				pour	1,000	
1921	29.3	11.6	17.7	10.4	1951	27.2	9.0	18.2	13.9
1922	28.3	11.6	16.7	7.2	1952	27.9	8.7	19.2	11.4
1923	26.7	11.8	14.9	14.8	1953	28.1	8.6	19.5	11.4
1924	26.7		15.8	13.6	1954	28.5	8.2	20.3	10.1
1925 1926	26.1 24.7	10.7	15.4 13.3	9.1 14.4	1955 1956	28.2 28.0	8.2 8.2	20.0	7.0
1927	24.3	11.0	13.3	16.5	1957	28.2	8.2	20.0	17.0
1928	24.1	11.2	12.9	17.0	1958	27.5	7.9	19.6	7.3
1929	23.5	11.4	12.1	16.5	1959	27.4	8.0	19.4	6.1
1930	23.9	10.8	13.1	10.3	1960	26.8	7.8	19.0	5.8
1931	23.2	10.2	13.0	2.7	1961	26.1	7.7	18.4	3.9
1932	22.5	10.0	12.5	2.0	1962	25.3	7.7	17.6	4.0
1933	21.0	9.7	11.3	1.4	1963	24.6	7.8	16.8	4.9
1934	20.7	9.5		1.2	1964	23.5	7.6	15.9	5.8
1935 1936	20.5	9.9	10.6	1.0	1965 1966	21.3 19.4	7.6 7.5	13.7 11.9	7.5 9.7
1937	20.1	10.4	9.7	1.4	1967	18.2	7.4	10.8	10.9
1938	20.7	9.7	11.0	1.5	1968	17.6	7.4	10.2	8.9
1939	20.6	9.7	10.9	1.5	1969	17.6	7.4	10.2	7.7
1940	21.6	9.8	11.8	1.0	1970	17.5	7.3	10.2	6.9
1941	22.4	10.1	12.3	0.8	1971	16.8	7.3	9.5	5.7
1942	23.5	9.8	13.7	0.7	1972	15.9	7.4	8.5	5.6
1943	24.2	10.1	14.1	0.7	1973	15.5	7.4	8.1	8.4
1944	24.0	9.8	14.2	1.1	1974	15.6	7.4	8.2	9.8
1945	24.3	9.5	14.8	1.9	1975	15.8	7.3	8.5	8.3
1946	27.2	9.4	17.8	5.8	1976	15.7	7.3	8.4	6.5
1947	28.9	9.4	19.5	5.1	1977	15.5	7.2	8.3	4.9
1948	27.3	9.3	18.0	9.8	1978	15.3	7.2	8.1	3.7
1949	27.3	9.3	18.0	7.1	1979	15.5	7.1	8.4	4.7
1950	27.1	9.1	18.0	5.4	1980	15.5	7.2	8.3	6.0
					1981 1982	15.3 15.1	7.0 7.1	8.2 8.1	5.3 5.3

Exclut le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest de 1921 à 1923 et Terre-Neuve de 1921 à 1948; inclut le Québec à partir de 1921.

Source: Taux bruts de natalité et de mortalité; pour 1921-1949, voir Leacy, F.H. (Éd.), Statistiques historiques du Canada (2° édition), n° 11-516F au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, 1983, séries B4 et B18; après 1949, voir Statistique Canada, La statistique de l'état civil, n° 84-204 au catalogue (1975-1976, 1977 à 1982) et n° 84-206 au catalogue (1977 à 1982); Immigrants: Emploi et immigration Canada, Statistiques d'immigration, Approvisionnements et services, Ottawa; Population: Statistique Canada, Révision des estimations annuelles de la population par sexe et par groupe d'âge, Canada et les provinces, n° 91-512 au catalogue (1921-1971) et n° 91-518 au catalogue (1971-1976 et 1976-1981); et estimation postcensitaire de la population (1982).

# D-13: INDICE SYNTHÉTIQUE DE FÉCONDITÉ (GÉNÉRALE)

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

# Synonymes

Fécondité cumulée, somme des naissances réduites.

#### Définition

Résumé statistique de la fécondité par âge du moment sous la forme d'un nombre moyen d'enfants mis au monde par des femmes encore en vie à la fin de la période de reproduction.

#### **Fonctions**

Les longues séries chronologiques d'indices synthétiques de fécondité mettent bien en évidence des périodes favorables et des périodes défavorables à la constitution de familles et à leur agrandissement rapide. Globalement, la tendance à moyen terme de ces indices est de même sens que celle de la descendance finale des générations féminines successives dont l'histoire n'est pas encore achevée. Par contre, cet indice synthétique est presque toujours une mauvaise estimation de la descendance finale de ces mêmes générations.

### II INTERPRÉTATION

Qu'on le veuille ou non, l'indice synthétique est très souvent assimilé au nombre moyen d'enfants qu'auront finalement les femmes parvenues aux âges de forte fécondité. Pour juger de la validité d'une telle assimilation, nous nous servirons du passé pour comparer les valeurs annuelles de l'indice synthétique à celles maintenant connues de la descendance finale des femmes ayant atteint l'âge moyen à la maternité au cours des mêmes années d'observation (tableau 18 et figure 10).

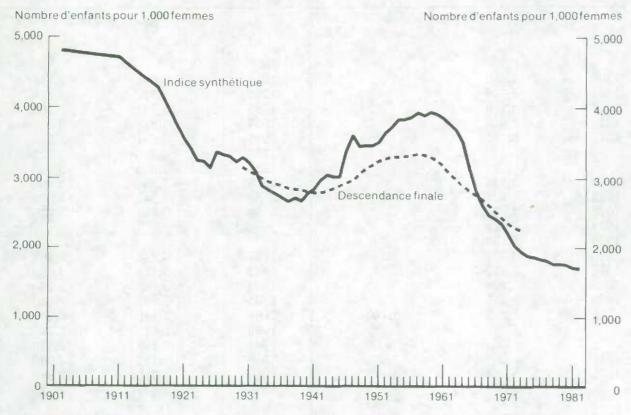
Sur le graphique, nous pouvons constater que les tendances à moyen terme de l'indice synthétique ont été de bons augures de l'évolution de la descendance finale. Ainsi, le repli de l'indice durant les années trente annonçait bel et bien une diminution du nombre moyen d'enfants par femme dans les générations qui fournissaient alors la plus grande partie des naissances. De même, la remontée de l'indice au cours des années quarante et cinquante présageait bien d'une augmentation de la descendance finale dans les générations suivantes. Certes, les renversements de tendances des deux descripteurs n'ont pas coïncidé parfaitement dans le temps, mais le décalage est resté limité à deux ou trois ans.

Assez paradoxalement, nous pouvons aussi vérifier sur le même graphique que l'indice synthétique a souvent pris des valeurs qui s'éloignaient de la véritable descendance finale des femmes en âge de procréer.

Ainsi, dans les générations ayant fourni des naissances au cours des années trente, le nombre moyen d'enfants par femme est demeuré supérieur à ceux que laissaient présager les indices de 1935-39. À l'inverse, parmi les générations qui ont le plus contribué au "baby boom" de l'aprèsguerre, aucune n'a eu de descendance aussi élevée que celles annoncées par les indices de 1947-64. C'est dire que, à deux reprises, et à chaque fois pendant plusieurs années consécutives, l'indice synthétique a été un mauvais prédicteur de la future descendance finale des générations.

De cet examen du passé, on retiendra que l'indice synthétique renseigne bien sur la tendance suivie par la descendance finale, mais aussi que la valeur qu'il fixe à cette descendance est souvent peu fiable. Ce sont là les deux enseignements qu'il faudrait garder en tête au moment de l'interprétation de l'évolution plus récente de cet indice.

Figure 10 Évolution de la fécondité générale au Canada, 1902-1982



Source: Tableau 18.

### III FICHE TECHNIQUE

#### Calcul d'un indice synthétique de fécondité générale

Grâce aux statistiques de l'état civil et aux estimations de population, nous pouvons calculer annuellement des taux de fécondité générale par âge. Ainsi, si nous savons qu'il y a eu dans l'année 18,144 naissances vivantes issues de femmes âgées de 20 ans révolus au moment de l'accouchement, et que l'effectif des femmes de cet âge était de 215,690 au milieu de l'année, nous calculerons le taux de fécondité générale à 20 ans en faisant:

$$f_{20} = (18,144/215,690) \times 1,000 = 84.1$$

L'indice synthétique S sera la somme de tous les taux de fécondité générale par âge individuel que nous aurons calculés de cette façon pour la même année d'observation, soit:

$$S = \sum_{x=15}^{49} f_x$$

En examinant de près la formule de calcul d'un taux de fécondité, il est facile de voir que la somme de ces taux fournit le nombre annuel de naissances vivantes pour un effectif de 1,000 femmes à chaque âge inclus dans la période de reproduction. L'indice synthétique permet donc de suivre l'évolution des naissances dans le temps en faisant abstraction de la variation de l'effectif et de la composition par âge de la population féminine en âge de procréer.

TABLEAU 18. La fécondité générale au Canada, 1902-1982

Année	Indice synthétique	Descendance finale <sup>1</sup>	Année	Indice synthétique	Descendance finale <sup>1</sup>
	pour 1,0	00 femmes		pour 1,0	00 femmes
			1 16		
1902	4,800		1951	3,503	3,240
1907	4,740		1952	3,641	3,270
1911	4,700		1953	3,721	3,300
1912	4,620		1954	3,828	3,300
1917	4,260		1955	3,831	3,310
			1956	3,858	3,320
			1957	3,925	3,340
1921	3,536		1958	3,880	3,320
1922	3,402		1959	3,935	3,290
1923	3,234		1960	3,895	3,240
1924	3,221		1000	3,000	0,210
1925	3,132				
1926	3,357		1961	3,840	3,160
1927	3,319		1962	3,756	3,050
1928			1963	3,669	2,970
1929	3,294		1964	3,502	2,880
	3,217	3,140	1965		
1930	3,282	3,140		3,145	2,800
			1966	2,812	2,740
	0.000	0.000	1967	2,597	2,680
1931	3,200	3,080	1968	2,453	2,600
1932	3,084	3,040	1969	2,405	2,510
1933	2,864	2,980	1970	2,331	2,420
1934	2,803	2,930			
1935	2,755	2,900	1071		2 2 4 2
1936	2,696	2,870	1971	2,187	2,340
1937	2,646	2,830	1972	2,024	2,280
1938	2,701	2,820	1973	1,931	2,240
1939	2,654	0.500	1974	1,875	
1940	2,766	2,790	1975	1,852	
			1976	1,825	
			1977	1,806	
1941	2,832	2,770	1978	1,757	
1942	2,964	2,780	1979	1,764	
1943	3,041	2,800	1980	1,746	
1944	3,010	2,840	A STATE OF THE PARTY OF THE PAR		
1945	3,018	2,880			
1946	3,374	2,920	1981	1,704	
1947	3,595	2,960	1982	1,694	
1948	3,441	3,050			
1949	3,456	3,130			
1950	3,455	3,180			

Descendance finale des femmes ayant atteint l'âge moyen à la maternité au cours de l'année.

Source: J. Henripin, Tendances et facteurs de la fécondité au Canada, B.F.S., Ottawa, 1968, pp. 30 et 33; Statistique Canada, La statistique de l'état civil, 1975 et 1976, vol. I, naissances, n° 84-204 au catalogue, p. 13; Statistique Canada, La statistique de l'état civil, vol. I, naissances et décès (1978, 1980 et 1982), n° 84-204 au catalogue et Statistique Canada, Rapport technique sur les projections démographiques pour le Canada et les provinces, 1972-2001, n° 91-516 au catalogue, Ottawa, 1975, p. 72.

Cependant, pour saisir la raison de l'addition des taux de fécondité générale, il faut examiner de plus près la signification de chacun d'eux. Étant donné que l'effectif des femmes d'âge x varie de jour en jour d'un nombre à peu près constant, leur effectif au milieu de l'année se confond en pratique avec la moyenne arithmétique des 365 ou 366 effectifs journaliers: il représente ainsi le nombre d'années vécues à l'âge x entre le 1er janvier et le 31 décembre. En conséquence, chaque taux de fécondité générale fournit le nombre de naissances vivantes pour 1,000 années vécues à l'âge auquel il est calculé.

Imaginons alors un groupe de 1,000 femmes demeurant en vie jusqu'à la fin de la période de reproduction et ayant, à chaque âge, la fécondité observée dans l'année. Il est clair que ces 1,000 femmes mettraient au monde un nombre d'enfants égal à la somme des taux de fécondité calculés dans l'année, c'est-à-dire à l'indice synthétique de fécondité générale. Grâce à cet indice, la fécondité du moment se trouve ainsi résumée par un nombre comparable à la descendance finale brute d'une génération (voir D-04).

# Indice synthétique et descendance finale des générations

Les naissances d'une année sont fournies par une trentaine de générations féminines, chacune de celles-ci constituant dans l'année une partie de sa future descendance finale. Dans la mesure où les femmes qui accouchent à l'âge x appartiennent en grande majorité à la génération formant la classe d'âge x au milieu de l'année, on peut légitimement considérer que le taux de fécondité à cet âge représente une fraction  $p_x$  de la future descendance finale  $D_x$  de cette même génération:

$$f_x = D_x \cdot p_x$$

En conséquence, la somme S des taux de fécondité calculés dans l'année peut s'écrire:

$$S = \sum_{x} D_{x} \cdot p_{x}$$

L'indice synthétique peut ainsi être interprété comme une fonction des descendances finales des générations et des éléments du calendrier de la constitution de ces descendances.

Remarquons tout de suite que si ce calendrier était le même pour toutes les générations, la somme des quantités  $p_x$  serait nécessairement égale à l'unité et l'indice synthétique ne serait rien d'autre que la moyenne pondérée des descendances finales  $D_x$ . La position de cette moyenne serait déterminée par les descendances finales le plus fortement pondérées, c'est-à-dire celles des générations parvenues aux âges de forte fécondité. L'indice synthétique serait alors un excellent prédicteur de la future descendance finale des femmes en âge d'être mères.

Malheureusement, le calendrier de la fécondité générale se modifie d'une génération à l'autre (voir D-05). Or, ces modifications de calendrier ont pour effet de rendre différente de l'unité la somme annuelle des proportions  $p_x$ : cette somme est supérieure à un lorsque les femmes ont tendance à hâter la constitution de leur descendance ou à récupérer des naissances qu'elles avaient ajournées dans le passé, elle est inférieure à un lorsque prévalent les tendances contraires. De ce fait, l'indice synthétique n'est généralement pas assimilable à une moyenne des futures descendances finales des générations; d'ailleurs, comme ce fut le cas en 1935-39 et en 1947-64, sa valeur peut demeurer longtemps en dehors de leur domaine de variation.

Cette sensibilité de l'indice synthétique aux modifications du calendrier de la fécondité en fait un prédicteur peu fiable de la future descendance finale des femmes puisque l'erreur commise peut aller jusqu'à  $\pm$  20%. Elle est aussi à l'origine de l'amplification par cet indice des variations réelles de la fécondité générale: les variations de l'indice synthétique sont en effet plus accentuées que celles des descendances finales des générations alors que ce serait très précisément le contraire que l'on observerait s'il s'agissait de leur moyenne mobile. Néanmoins, dans le passé, les distorsions engendrées par les modifications du calendrier n'ont pas été suffisantes pour imprimer à l'indice synthétique une tendance durablement opposée à celle de la descendance finale des générations.

#### Taux brut de reproduction du moment

C'est l'indice synthétique réduit aux naissances de filles. Il s'obtient en multipliant l'indice synthétique par la proportion de filles à la naissance, soit 0.488.

# D-14: SOMME ANNUELLE DES PREMIERS MARIAGES RÉDUITS

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Résumé annuel de la nuptialité des célibataires de chaque sexe sous la forme d'un nombre de premiers mariages avant 50 ans pour 1,000 ou 10,000 personnes encore en vie à cet âge.

#### **Fonctions**

Cet indice synthétique facilite les comparaisons dans le temps et l'espace puisqu'il fournit un nombre de premiers mariages indépendant de l'effectif et de la composition par âge de la population.

Très sensible aux modifications de l'âge au mariage, cet indice met bien en relief les conjonctures favorables et les conjonctures défavorables à la nuptialité des célibataires. Pour la même raison, ses valeurs diffèrent très souvent de la fréquence du mariage dans les générations.

## II INTERPRÉTATION

Tant et aussi longtemps que le mariage a été considéré comme un préalable nécessaire à l'établissement d'un couple, la propension des célibataires à se marier est demeurée forte et a relativement peu varié d'une génération à l'autre. Cette stabilité de la nuptialité des célibataires s'est maintenue malgré de fortes variations conjoncturelles très bien illustrées par la figure 11.

Durant la crise économique des années trente, beaucoup de personnes n'ont pu se marier et ce renoncement est bien traduit par les faibles valeurs de la somme annuelle des premiers mariages réduits. Cependant, la majorité des mariages ainsi empêchés ont été récupérés par la suite de sorte que les générations le plus touchées par la crise ont finalement connu une nuptialité bien plus forte que celle suggérée par les indices du moment.

Pendant les années quarante et cinquante, l'indice synthétique a très fréquemment dépassé les 1,000 premiers mariages pour 1,000 personnes encore en vie à 50 ans. On sait que les jeunes d'alors avaient tendance à se marier de plus en plus tôt tandis que leurs aînés rattrapaient le temps perdu durant la crise ou la guerre, ce qui a provoqué une accumulation de mariages répartie sur de nombreux âges. Les valeurs paradoxales de l'indice du moment montrent bien qu'une telle accumulation n'aurait pu se produire dans une génération.

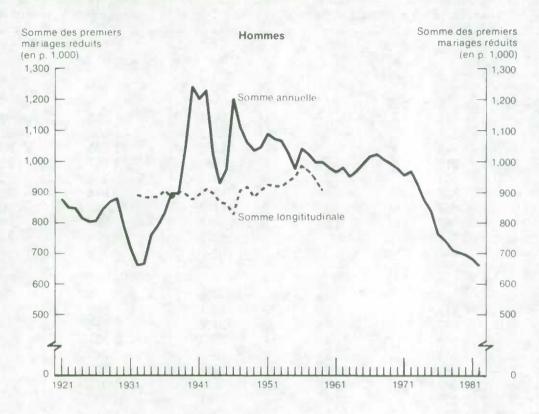
Dans le passé, les grandes variations de la somme annuelle des premiers mariages réduits ont donc reflété essentiellement les modifications de l'âge au mariage dans les diverses générations. Il en serait de même aujourd'hui si les unions consensuelles n'étaient que des préludes au mariage. On sait cependant qu'un nombre croissant de couples constituent leur descendance en dehors du mariage. Dans un tel contexte, la chute récente de l'indice doit être considérée comme l'expression du report du mariage à un âge plus avancé dans les nouvelles générations ainsi que de son refus par une minorité grandissante de couples.

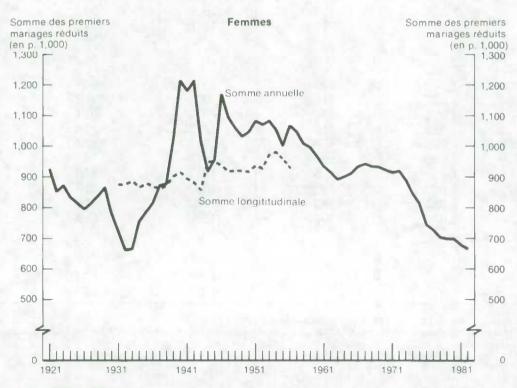
# III FICHE TECHNIQUE

#### Calcul de la somme annuelle des premiers mariages réduits

Le calcul se fait par année civile et pour chaque sexe séparément. À chaque âge x, le nombre de célibataires mariés dans l'année est rapporté à l'effectif total de la classe d'âge au milieu de l'année afin d'obtenir les mariages réduits  $m_x$ . Par exemple, si 21,546 femmes célibataires se sont mariées dans l'année à l'âge de 20 ans et que le nombre de femmes célibataires et non célibataires de cet âge était de 221,190 au milieu de l'année, les mariages réduits à 20 ans seront estimés par:

Figure 11 Évolution de la nuptialité selon le sexe, Canada, 1921-1982





Source: Tableaux 19 et 20.

TABLEAU 19. Somme des premiers mariages réduits, sexe masculin, Canada, 1921-1982

Année	Somme annuelle	Somme longitudinale <sup>1</sup>	Année	Somme annuelle	Somme longitudinale
	pour	1,000		pot	ar 1,000
			1		
1001	976		1051	1 000	924
1921	876		1951	1,088	
1922	847		1952	1,072	919
1923	844		1953	1,065	919
1924	812		1954	1,027	935
1925	801		1955	976	951
1926	806		1956	1,041	987
1927	843		1957	1,021	965
1928	867		1958	996	942
1929	879		1959	997	912
1930	789		1960	979	
			11.3		
1931	714		1961	965	
1932	659	890	1962	980	
1933	665	882	1963	951	
1934	758	883	1964	969	
1935	791	885	1965	992	
1936	833	906	1966	1,016	
1937	897	880	1967	1,023	
1938	895	902	1968	1,005	
1939	1,045	893	1969	993	
1940	1,240	874	1970	977	
1340	1,240	0, 1	13,0		
1941	1,200	892	1971	955	
1942	1,228	910	1972	968	
1943	1,025	896	1973	924	
1944	929	866	1974	870	
1945	976	858	1975	835	
1946	1,200	825	1976	760	
1947	1,109	906	1977	740	
1948	1,060	917	1978	710	
1949	1,034	883	1979	701	
1950	1,046	906	1980	693	
1300	1,040	300	1300	033	
			1981	679	
			1982	657	

Pour la génération ayant atteint l'âge moyen au mariage en cours d'année.
Source: Dumas, J., Soixante ans de nuptialité (Série "La conjoncture démographique"), Statistique Canada, Ottawa, à paraître.

TABLEAU 20. Somme des premiers mariages réduits, sexe féminin, Canada, 1921-1982

Année	Somme annuelle	Somme longitudinale <sup>1</sup>	Année	Somme annuelle	Somme longitudinale
	pour	1,000	NURS I BEN	pot	ar 1,000
1921	924		1951	1,081	935
1922	851		1952	1,068	925
1923	871		1953	1,082	971
1924	832		1954	1,051	981
1925	813		1955	1,000	958
1926	794		1956	1,065	929
1927	813		1957	1,045	
1928	837		1958	1,006	
1929	864		1959	993	
1930	777		1960	965	
1931	718	873	1961	931	
1932	660	876	1962	913	
1933	666	885	1963	890	
1934	754	864	1964	900	
1935	786	878	1965	910	
1936	815	866	1966	932	
1937	873	860	1967	941	
1938	878	872	1968	931	
1939	1,025	902	1969	929	
1940	1,212	913	1970	920	
		Le les de la Talleco			
1941	1,180	892	1971	912	
1942	1,212	879	1972	928	
1943	1,013	856	1973	889	
1944	916	948	1974	844	
1945	956	947	1975	812	
1946 1947	1,167	934	1976	742	
1947	1,093	915 920	1977	725	
1948	1,057 1,030	920	1978	701	
1950	1,030	914	1979 1980	696 696	
			1981	677	
			1982	663	

Pour la génération ayant atteint l'âge moyen au mariage en cours d'année. Source: Voir source du tableau 19.

L'addition de ces  $m_x$  pour les âges individuels inférieurs à 50 ans fournit la somme M des premiers mariages réduits pour l'année civile considérée.

Comme l'effectif de la classe d'âge x au milieu de l'année équivaut au nombre d'années vécues à l'âge x en cours de période,  $m_x$  est le nombre de premiers mariages par année vécue à cet âge (ou pour 1,000 années vécues si  $m_x$  est exprimé en pour 1,000). La somme M est donc une estimation du nombre de premiers mariages avant l'âge de 50 ans pour un groupe de personnes encore en vie à cet âge.

### Analyse de l'indice synthétique M

On peut admettre que  $m_x$  représente une fraction  $p_x$  du total  $M_x$  des premiers mariages réduits relatifs à la génération formant la classe d'âge x au milieu de l'année, total que l'on connaîtra lorsque les membres de cette génération auront atteint 50 ans. Par suite, la somme annuelle M peut s'écrire:

$$M = \begin{array}{ccc} \sum_x \ m_x = \ \sum_x \ M_x \ . \ p_x \end{array}$$

M se trouve ainsi exprimé en fonction de l'intensité et du calendrier de la nuptialité des célibataires dans les diverses générations.

En l'absence de modification de l'âge au mariage, la somme annuelle des quantités  $p_x$  serait toujours égale à l'unité et l'indice M ne serait rien d'autre qu'une moyenne des intensités  $M_x$ .

Si tel avait été le cas dans le passé, M aurait peu varié au cours du temps puisque l'on sait maintenant que l'intensité de la nuptialité est demeurée relativement stable d'une génération à l'autre. Cela veut dire que les fortes variations passées de M reflètent principalement des modifications de l'âge au mariage.

Par ailleurs, si toutes les générations actuelles se mariaient selon un calendrier identique, on pourrait affirmer que les faibles valeurs actuelles de M reflètent correctement l'intensité de la nuptialité dans ces générations. Or, on sait bien que la multiplication récente des unions consensuelles a bouleversé le calendrier de la nuptialité en retardant de nombreux mariages, faisant ainsi passer la somme annuelle des quantités  $p_x$  bien en dessous de l'unité. Il est donc vraisemblable que les personnes actuellement en âge de se marier le feront dans une plus forte proportion que celle suggérée par les indices du moment.

# D-15: SOMME ANNUELLE DES DIVORCES RÉDUITS

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Résumé statistique de la fréquence des divorces prononcés une année donnée sous la forme d'une proportion de couples finissant par divorcer.

#### **Fonctions**

Toutes choses égales par ailleurs, le nombre de divorces prononcés une année donnée dépend de l'effectif initial et de l'ancienneté des promotions de mariages fournissant des divorces dans l'année. Cet effet d'effectif et de structure se trouve ici éliminé par le calcul d'un nombre annuel de divorces associé à une répartition uniforme des mariages dans le temps (habituellement 1,000 ou 10,000 mariages par année).

Le résultat obtenu est couramment présenté sous la forme d'une proportion de couples finissant par divorcer. Bien que cette proportion soit une mauvaise estimation de la propension réelle des couples à divorcer, sa tendance à moyen terme est révélatrice de l'évolution de la fréquence du divorce au sein des promotions de mariages.

### II INTERPRÉTATION

Le tableau 21 permet de suivre la progression de la somme annuelle des divorces réduits au Canada depuis la promulgation en juillet 1968 d'une nouvelle loi sur le divorce. Une progression aussi soutenue sur plus d'une décennie témoigne de l'incontestable montée du divorce au sein des promotions de mariages.

TABLEAU 21. Somme annuelle des divorces réduits pour 10,000 mariages, Canada, 1969-1982

Année	Somme des divorces <sup>1</sup> réduits pour 10,000	Année	Somme des divorces réduits pour 10,000
1969	1,370	1976	3,072
1970	1,863	1977	3,063
1971	1,885	1978	3,103
1972	2,007	1979	3,180
1973	2,233	1980	3,277
1974	2,673	1981	3,533
1975	2,932	1982	3,655

Divorces avant le 25° anniversaire du mariage.

Source: Tableau 48 dans Dumas, J., Rapport sur l'état de la population du Canada 1983 (Série "La conjoncture démographique"), nº 91-209F au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, octobre 1984, p. 112.

Cependant, l'indication fournie par cette somme annuelle ne doit pas être considérée comme un résultat déjà acquis par les promotions ayant bénéficié le plus des facilités offertes par la nouvelle loi. En effet, bien que le divorce survienne le plus souvent dans les 10 premières années du mariage, les couples formés en 1967-68 ne comptaient encore que 14% de divorcés à la fin de 1980. Au mieux, la somme annuelle des divorces réduits pourrait être considérée comme un prédicteur de la future fréquence finale du divorce dans les promotions assez récemment constituées.

Toutefois, la qualité de la prévision ainsi faite dépend fortement de la plus ou moins grande stabilité de la répartition des divorces selon la durée du mariage au sein des diverses promotions. Or, la décennie écoulée n'a pas été favorable à une telle stabilité: la nouvelle loi et la fin de la réprobation sociale du divorce ont favorisé la survenue en grand nombre de divorces inhabituellement tardifs. Comme ce phénomène de récupération aura de moins en moins sa raison d'être à l'avenir, les indices du moment figurant au tableau 21 doivent être considérés comme des estimations par excès de la future fréquence finale du divorce dans les promotions formées quelques années auparavant.

## III FICHE TECHNIQUE

#### Calcul de la somme annuelle des divorces réduits

Lorsque les divorces prononcés dans l'année n peuvent être classés selon l'année du mariage, le nombre  $D_{n-x}$  de divorces de couples mariés au cours de l'année n-x peut être rapporté au nombre  $M_{n-x}$  de mariages célébrés cette année-là afin d'obtenir les "divorces réduits" à la durée de mariage x exprimée en différence de millésimes:

$$r_x = D_{n-x}/M_{n-x}$$

Après avoir calculé ces rapports pour toutes les durées de mariage, on les additionne et le total obtenu est appelé "somme des divorces réduits pour l'année n".

Lorsque les divorces prononcés dans l'année n sont classés selon la durée de mariage en années révolues, il convient de tenir compte du fait que le nombre  $D_x$  de divorces survenus à la durée x est attribuable aux deux promotions de mariages constituées lors des années n-x et n-x-1: le dénominateur du rapport  $r_x$  sera en conséquence la moyenne arithmétique des mariages célébrés durant ces deux années.

# Analyse de la somme annuelle des divorces réduits

Chaque promotion de mariages ne fournit dans l'année n qu'une fraction de l'ensemble des divorces qui surviendront finalement en son sein. Les divorces réduits à la durée de mariage x ne représentent ainsi qu'une proportion  $p_x$  de l'ensemble  $R_{n-x}$  des divorces réduits de la promotion formée par les mariages de l'année n-x:

$$r_x = R_{n-x} \cdot p_x$$

La somme R des divorces réduits pour l'année n peut donc s'écrire:

$$R = \sum_x R_{n-x} \cdot p_x$$

La divortialité observée dans l'année n est ainsi une fonction de la fréquence finale du divorce dans les diverses promotions de mariages et de la répartition des divorces selon la durée du mariage.

Par un raisonnement tout à fait identique à celui que nous avons détaillé dans la fiche technique de l'indice synthétique de fécondité, on peut montrer que la somme R serait un parfait prédicteur de la propension des couples à divorcer si le calendrier de la divortialité était le même dans toutes les promotions. Malheureusement, l'évolution rapide des moeurs et des législations rend très improbable une telle hypothèse. En conséquence, on accorde généralement moins de crédit à la valeur de la somme annuelle des divorces réduits qu'à sa tendance à moyen terme.

#### Table de divortialité du moment

Lorsque l'on dispose d'estimations du nombre de couples subsistants au milieu de l'année selon l'ancienneté du mariage, on peut leur rapporter les divorces observés aux durées de mariage correspondantes afin d'obtenir des "taux de divortialité par durée individuelle de mariage". Ces taux  $t_x$  peuvent ensuite être convertis en "quotients  $q_x$  de divortialité" à l'aide de l'une ou l'autre des formules suivantes:

$$q_x = 2t_x/(2 + t_x)$$
 ou  $q_x = 1 - \exp(-t_x)$ 

Ces quotients sont des estimations de la probabilité de divorcer dans les 12 mois qui viennent pour les couples subsistants aux divers anniversaires de mariage<sup>2</sup>.

Grâce à ces probabilités, il est possible de dresser une table de divortialité en suivant pas à pas la méthode de calcul d'une table de mortalité. Cette table de divortialité décrit la réduction progressive de l'effectif des couples mariés lorsque le divorce est la seule fin d'union possible, c'est-à-dire en l'absence de veuvage. Le tableau 22 en fournit un exemple relatif à la population américaine.

TABLEAU 22. Table de divortialité, États-Unis, 1976-77

Anniversaire de mariage x	Quotient de divortialité <sup>1</sup> aqx	Couples subsistants à l'anniversaire x	Divorces entre x et x + a
0	0.0221	100,000	2,205
1	0.0422	97,795	4,126
2	0.0491	93,669	4,595
3	0.0503	89,074	4,479
4	0.0480	84,595	4,062
5	0.0441	80,533	3,551
6	0.0415	76,982	3,196
7	0.0386	73,786	2,851
8	0.0347	70,935	2,460
9	0.0319	68,475	2,183
10	0.0297	66,292	1,966
11	0.0278	64,326	1,788
12	0.0254	62,538	1,587
13	0.0225	60,951	1,374
14	0.0205	59,577	1,221
15	0.0806	58,356	4,701
20	0.0578	53,655	3,100
25	0.0368	50,555	1,860
30		48,695	

Pour les couples subsistants à l'anniversaire x, il s'agit de la probabilité de divorcer avant l'anniversaire x + a (a étant l'intervalle entre deux anniversaires consécutifs).

Notons qu'on dresse également des tables de divortialité en fonction de l'âge. Voir les tableaux 7 et 8 dans Adams, O.B. et Nagnur, D.N., Mariage, divorce et mortalité: analyse des tables de mortalité, 1975-1977, nº 84-536 au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, mai 1981, pp. 40-41.

Source: D'après le tableau 2, dans U.S. Department of Health and Human Services, National Center for Health Statistics, National Estimates of Marriage Dissolution and Survivorship: United States (Vital and Health Statistics, series 3, Number 19), Hyattsville, Md., U.S. Department of Health and Human Services, 1980, p. 17.

The second secon

the method of the second of th

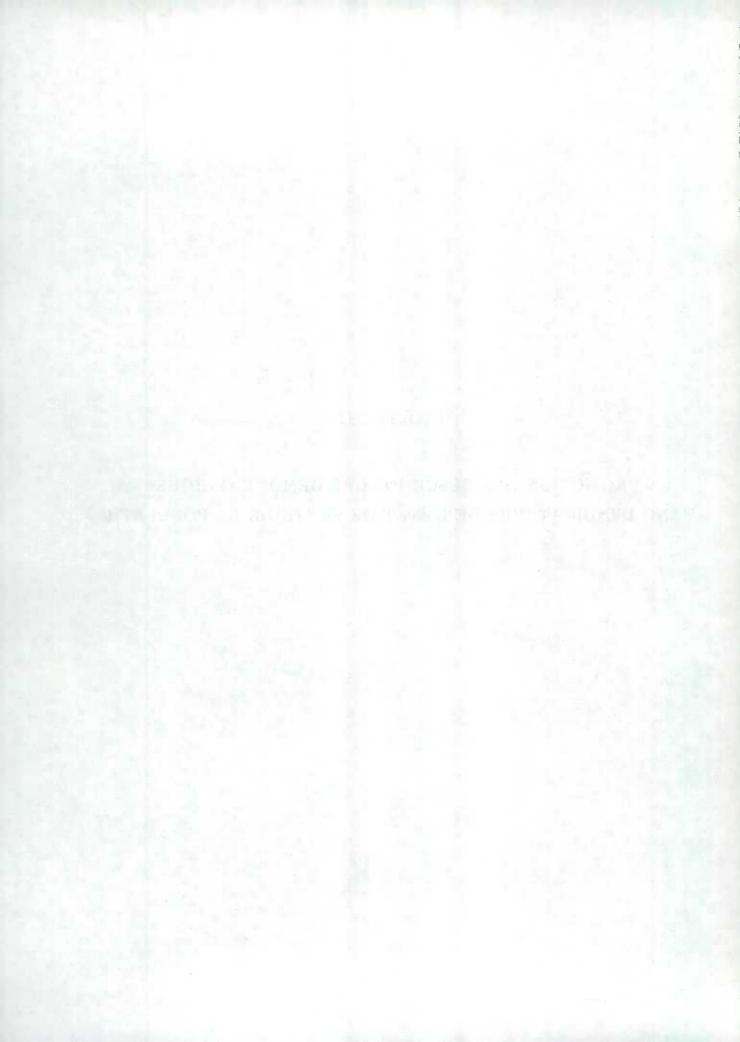
in the second control of the control

The contract of the second sec

10th at all the same and as a fig.

# PARTIE II

LA PROMOTION DES DESCRIPTEURS DÉMOGRAPHIQUES AU RANG D'INDICATEURS DE L'ÉTAT DE SANTÉ DE LA POPULATION



### CHAPITRE 5

# À LA RECHERCHE D'INDICATEURS DE L'ÉTAT DE SANTÉ

Après avoir pris connaissance des structures et du dynamisme de la population à l'aide des descripteurs démographiques présentés dans les chapitres précédents, le planificateur se fixe deux premiers objectifs:

- a) évaluer le niveau de santé de cette population et sa variation dans le temps,
- b) dresser l'inventaire des problèmes de santé rencontrés par la population selon les domaines d'intervention, en mesurer l'impact sur la population et son état de santé et en reconstituer l'évolution dans le temps.

Ces objectifs atteints, il pourra par la suite esquisser des priorités pour la recherche ou l'action.

En première analyse, le niveau de santé d'une population pourrait être estimé par la moyenne des indices résumant l'état de santé des personnes qui la composent. Mais, comme nous le rappelons dans la première section de ce chapitre, la santé individuelle est un phénomène tridimensionnel (santé physique, santé mentale, santé sociale) dont les manifestations sont très hétérogènes de nature (bien-être, capacité d'accomplir certaines activités fondamentales, comportements, résistance à la maladie, etc...). En conséquence, les états de santé des personnes sont généralement définis en privilégiant une dimension ou des critères appropriés aux objectifs poursuivis par l'auteur de la définition. La sélection des critères, puis leur pondération en vue de l'attribution d'une note globale, sont en grande partie arbitraires. Sans entrer dans le détail des discussions sur ces sujets de controverse, nous nous bornerons à constater que cette méthode d'estimation du niveau de santé d'une population relève encore de l'exception.

Le plus souvent, c'est dans le corpus des statistiques de mortalité et de morbidité que le planificateur recherchera la réponse à ses questions. C'est la raison pour laquelle nous avons cru bon de rappeler au lecteur certaines notions indispensables à la bonne compréhension de ces statistiques (deuxième section) et des descripteurs usuels (troisième section). Notre lecteur sera ainsi mieux armé pour suivre le planificateur dans sa sélection d'indices significatifs à ses yeux (quatrième section).

#### SANTÉ ET ÉTATS DE SANTÉ

Ainsi que le confirment les dictionnaires, l'usage courant du mot "santé" lui attribue deux sens différents: tantôt il s'agit d'un état particulier de l'organisme autorisant le plein exercice d'une vie normale, tantôt il s'agit de l'état général de l'organisme et l'on parle alors de "bonne" ou de "mauvaise" santé. Nous allons voir que le langage scientifique n'échappe pas à cette ambiguïté terminologique.

### Vers une définition positive de la santé

Pendant des millénaires, les hommes ont vécu sous la menace constante de la maladie et de la mort précoce. Deux siècles de progrès économiques, sociaux et sanitaires ont fait reculer les causes de mort prématurée, permettant à un nombre croissant de personnes de parcourir l'ensemble des étapes d'une vie complète. Le droit de chacun à la longévité étant maintenant assez bien assuré, il est normal que l'on s'interroge davantage que par le passé sur la qualité de la vie.

C'est à cette interrogation sur la qualité de la vie que tente de répondre la recherche d'une définition positive de la santé. Il s'agit de définir celle-ci autrement que par la seule absence de maladie ou d'infirmité. Une des difficultés de l'entreprise réside précisément dans l'abandon de la référence à la maladie pour caractériser un état particulier de l'organisme qui n'apparaît que lorsque disparaît toute morbidité apparente.

La façon la plus naturelle de caractériser cet état consiste sans doute à s'appuyer sur la notion de "bien-être". C'est ce que les auteurs de la Constitution de l'Organisation mondiale de la santé ont fait en écrivant: "la santé est un état de bien-être complet: physique, mental et social"!. Mais, dans la mesure où le sentiment de bien-être peut s'avérer trompeur et que l'état de bien-être est difficile à vérifier, d'autres auteurs préfèrent recourir aux manifestations attendues de la santé. C'est le cas de Bonnevie qui voit dans la santé "une capacité comportementale - incluant des composantes biologiques aussi bien que sociales - à accomplir des fonctions fondamentales"?. De manière plus absolue encore, on peut affirmer que cette capacité comportementale doit aboutir à l'épanouissement de la personne et proclamer avec Monnier et Deschamps que "la santé est l'équilibre, l'harmonie de toutes les possibilités de la personne humaine: biologiques, psychologiques et sociales"3.

Il va de soi que cet équilibre et cette harmonie supposent une interaction particulièrement réussie entre la personne et le milieu où elle vit, la personne s'adaptant sans cesse à un milieu changeant mais toujours susceptible de lui procurer la satisfaction de ses besoins. Adaptation et satisfaction des besoins essentiels, exercice adéquat des fonctions fondamentales, équilibre et bien-être: tels sont les principaux signes de reconnaissance de la santé.

Les définitions précédentes ne constituent bien sûr qu'un très maigre échantillon de toutes les définitions existantes ou possibles de la santé. Cependant, quelle que soit la définition que chacun décide de retenir ou de proposer, la santé devra y être présentée dans ses trois dimensions (physique, mentale et sociale), et y être décrite par le bien-être, la capacité à remplir des fonctions ou l'adaptation. De cette manière, se trouverait mieux défini cet état particulier de la personne auquel nous faisons confusément allusion dans des expressions telles que "cet individu est en santé" ou "il a recouvré la santé".

#### Les états de santé

Ainsi que nous l'avons déjà rappelé, le mot "santé" est également utilisé couramment pour désigner l'état général de l'organisme. La santé d'une personne peut alors être qualifiée, selon les cas, de déplorable, mauvaise, fragile, délicate, bonne, excellente, etc... De toute évidence, le fréquent emploi que nous faisons de tels adjectifs prouve que nous cherchons spontanément à distinguer plusieurs états de santé et à les hiérarchiser. Mais, convenons-en, nous nous livrons d'ordinaire à cette individualisation et à cette hiérarchisation des états de santé sans nous interroger au préalable sur notre conception de la santé, sur les critères à utiliser et les seuils à retenir. "L'échelle des états de santé" à laquelle nous nous référons dans la conversation courante est donc extrêmement floue, instable dans le temps et variable d'un interlocuteur à l'autre. Les professionnels de la santé ont donc été conduits à en établir de plus fiables et de plus conformes à leurs besoins.

Les états de santé réellement distincts sont certainement très nombreux, mais l'on peut supposer qu'ils s'ordonnent selon une échelle naturelle allant du meilleur (la santé parfaite) au pire (l'état de moribond). En toute rigueur, cet ensemble ordonné des états de santé nous est inaccessible. Nous pouvons cependant en obtenir des représentations - ou, si l'on préfère, des photographies - en procédant comme suit:

- a) à l'aide de critères préalablement choisis, nous répartissons l'ensemble des états en classes, chaque classe regroupant les états jugés équivalents eu égard aux critères utilisés.
- b) nous appelons ces classes "états de santé" et nous les rangeons dans un ordre qui nous paraît conforme à la dégradation (ou à l'amélioration) de l'état de santé.

<sup>1</sup> O.M.S., La mesure des niveaux de santé. Rapport d'un groupe d'étude (Rapport technique nº 137), Genève, O.M.S.,

Bonnevie, P., "The Concept of Health. Sociomedical Approach", Scandinavian Journal of Social Medicine, 1, 2, 1973, pp. 41-43.

<sup>3</sup> Monnier, J. et Deschamps, J.P., Santé publique. Santé de la communauté, Villeurbanne, Simep, 1980, p. 11.

L'ensemble ordonné de ces classes constitue une "échelle des états de santé". Donnons-en quelques exemples en progressant de la plus simple à la plus complexe.

L'échelle la plus simple que l'on puisse imaginer est celle qui ne permettra qu'une répartition en deux classes de la multitude des états de santé éventuellement discernables. Elle sera obtenue en utilisant un critère unique à deux modalités. Nous en trouvons un exemplaire dans la distinction fréquemment établie entre "santé positive" et "santé négative". Dans ce cas, la morbidité est le seul critère utilisé, et deux modalités seulement sont différenciées: "absence apparente de maladie" ou "présence constatée d'une ou plusieurs maladies". Parce qu'ils sont bien évidemment considérés comme étant les meilleurs, les états de santé exempts de maladie sont dits "positifs"; les autres sont déclarés "négatifs".

Tout en n'utilisant qu'un seul critère, il est souvent possible de distinguer plus de deux modalités afin d'obtenir une échelle à plusieurs degrés. En voici un exemple proposé par J. et L. Lave et Leinhardt<sup>4</sup>:

- aucun symptôme,
- troubles légers,
- malades aigus,
- états critiques,
- mort apparente.

Le critère employé ici est la morbidité subjective, c'est-à-dire ressentie par le sujet ou perçue par des témoins oculaires. Les états de santé sont regroupés selon la gravité des symptômes.

La prise en compte de plusieurs critères pour la définition de l'échelle fait surgir de nombreuses questions de méthode. On peut s'en rendre compte par l'examen d'une échelle ayant souvent servi de modèle de référence: celle de Grogono et Woodgate<sup>5</sup>. Ces auteurs ont choisi pour critères 10 activités ou aspects importants de la vie quotidienne: travail, récréation, souffrance physique, souffrance mentale, bonheur, communication, dépendance d'autrui, sommeil, alimentation, excrétion et activité sexuelle. Chaque critère est pourvu de trois modalités selon l'atteinte à la capacité de l'individu: capacité normale, capacité réduite ou perturbée, et incapacité. Le croisement de ces 10 critères à trois modalités conduit à 3<sup>10</sup> états de santé qualitativement différents, et donc théoriquement discernables. Bien sûr, nul ne songerait à retenir l'ensemble de ces 59,049 états pour tenter de les classer un à un dans un ordre allant du meilleur au pire. Il faut donc trouver un moyen de répartir ces 59,049 états en un nombre limité de classes, chaque classe regroupant tous les états jugés équivalents. Voici le moyen imaginé par Grogono et Woodgate:

- a) quel que soit le critère envisagé, chaque modalité sera remplacée par une note qui sera toujours 1 pour une capacité normale, 0.5 pour une capacité réduite ou perturbée et 0 pour l'incapacité,
- b) chaque état de santé sera alors caractérisé par la moyenne arithmétique des 10 notes obtenues aux différents critères,
- c) les états de santé conduisant à une même note globale seront dits équivalents.

En agissant de la sorte, il ne reste plus finalement que 21 états de santé distincts et hiérarchisés selon une note globale comprise entre 0 et 1. Mais, il faut bien voir cependant que l'échelle obtenue repose sur une double pondération (celle des degrés de capacité et celle des 10 critères) dont la validité peut toujours être contestée. On peut ainsi se demander si la gêne rencontrée dans l'exercice de deux fonctions données est bien équivalente à l'incapacité d'en accomplir une troisième, si les notes attribuées aux trois modalités rendent bien compte des différences qualitatives existant entre les situations qu'elles recouvrent.

Grogono, A.W. et Woodgate, D.J., "Index for Measuring Health", The Lancet, 11, 1971, pp. 1024-1026.

Lave, J. et L. et Leinhardt, S., "Modeling the Delivery of Medical Services", dans Perlman, M. (éd.), Economics of Health and Medical Care, Londres, Macmillan, 1974, pp. 326-351.

Du fait de sa complexité et de son caractère multiforme, la santé globale des personnes - c'est-à-dire leur état de santé - se prête à de multiples voies d'approche. Elle peut être appréhendée au travers des phénomènes morbides subis ou ressentis, de la plus ou moins grande capacité à accomplir les fonctions nécessaires à la survie et à la socialisation, ou encore du degré de bien-être ressenti. Il existe donc une gamme très étendue de situations, d'activités ou de perceptions potentiellement utilisables pour l'évaluation de l'état de santé, ce qui laisse une assez grande latitude aux chercheurs dans le choix de critères qui soient à la fois exhaustifs et non redondants pour la détermination d'une échelle des états de santé conforme à leurs besoins.

Au niveau de populations très nombreuses, cette latitude est fortement réduite par le manque de statistiques sur de nombreuses manifestations de l'état de santé, et par l'impossibilité de consigner sur un document statistique unique toutes les informations relevées sur différents aspects de l'état de santé d'une même personne. Examinons donc maintenant les statistiques disponibles et les développements de leur analyse.

# L'ANALYSE DU RISQUE MORTEL ET DU RISQUE MORBIDE

L'enregistrement des décès à l'état civil, l'adjonction à cet enregistrement d'un relevé des circonstances et des causes médicales de la mort, l'exploitation administrative des diagnostics établis par les médecins et diverses enquêtes épidémiologiques permettent de réunir une abondante masse d'informations sur la santé négative des populations. Nous rappellerons ici brièvement quelques aspects essentiels de l'analyse de cette masse documentaire. Pour cela, nous traiterons successivement de l'analyse du risque mortel, de celle du risque morbide, de l'étude des antécédents et des conséquences de la maladie.

## L'analyse du risque mortel

L'idée d'analyser la mortalité humaine en fonction du sexe, de l'âge et de la cause de décès remonte aux origines de la démographie. Dès 1662 en effet, John Graunt avait su montrer quels précieux renseignements on pouvait tirer de l'enregistrement des décès à condition de regrouper les informations recueillies pour en faire des tableaux statistiques<sup>6</sup>. À partir d'informations très rudimentaires, il calcula même la réduction progressive de l'effectif d'une génération sous l'effet de la mortalité. Une trentaine d'années plus tard (1693), l'astronome Halley dressait une première table de mortalité à l'aide d'une statistique des décès survenus dans la ville de Breslau<sup>7</sup>.

Si, dans de nombreux pays aujourd'hui développés, l'enregistrement des décès a été imposé dès le XVIIe siècle par les autorités civiles et ecclésiastiques, son utilisation à des fins statistiques a été plus tardive. Cette utilisation a généralement commencé au XIXe siècle avec la mise en place de systèmes nationaux de statistiques d'état civil et la pratique régulière de recensements de population. Pour quelques pays européens, elle est donc contemporaine des débuts de la régression moderne de la mortalité. Grâce à cela, nous disposons aujourd'hui de descripteurs de la mortalité pour une gamme très étendue de niveaux de mortalité, gamme encore enrichie par les observations faites dans les pays en voie de développement depuis deux ou trois décennies.

L'existence de cet important corpus de données a conduit les démographes à rechercher s'il existait des schémas types de variation de la mortalité selon l'âge et le sexe. L'expérience acquise dans la recherche de telles tables types de mortalité montre que les diverses structures de la mortalité selon l'âge peuvent être résumées de façon peu équivoque par un ou deux paramètres:

Graunt, J., Natural and Political Observations Made upon the Bills of Mortality, Londres, 1662.

Halley, E., "An Estimate of the Degrees of the Mortality of Mankind", Philosophical Transactions, 17, 1693, pp. 596-610.

espérance de vie à la naissance, taux de mortalité infantile, relation entre mortalité juvénile et mortalité adulte, etc.<sup>8</sup>. Ainsi se trouve empiriquement justifié le rôle prépondérant attribué à ces descripteurs dans l'appréciation de l'ensemble de la mortalité.

L'étude de la mortalité ne se limite pas à l'examen de ses variations selon le sexe et l'âge, elle s'étend en particulier à l'analyse des causes de décès. Conformément aux recommandations de l'Organisation mondiale de la santé, on entend par cause de décès:

"toutes les maladies, états morbides ou traumatismes qui ont abouti ou contribué au décès, et les circonstances de l'accident ou de la violence qui ont entraîné ces traumatismes"<sup>9</sup>.

Un décès peut ainsi avoir une ou plusieurs causes. Dans les cas les plus complexes, on peut distinguer quatre types de causes de décès en considérant l'ordre chronologique des événements morbides ayant précédé la mort et les liens de causalité pouvant exister entre ces événements:

- a) la cause immédiate qui est responsable de l'issue fatale,
- b) la cause initiale qui est à l'origine de l'enchaînement des états morbides ayant conduit à l'apparition de la cause immédiate et à la mort,
- c) les causes **intermédiaires** qui, appartenant à l'enchaînement des états morbides ayant conduit à la mort, ont servi de maillons entre les deux causes précédentes,
- d) les causes contributives ou concomitantes qui, sans rapport avec la cause immédiate, ont néanmoins exercé une influence défavorable sur l'évolution du processus morbide ayant conduit à la mort.

Ainsi, pour un malade mort d'urémie (cause immédiate), la cause initiale pourra être l'hypertrophie de la prostate, la cause intermédiaire la rétention d'urine, les autres maladies du défunt n'agissant alors qu'en tant que causes contributives ou concomitantes. Lorsqu'il y a lieu, le déclarant - presque toujours un médecin - doit s'efforcer de hiérarchiser ainsi les différentes causes de décès, et il y est d'ailleurs invité par la formulation même du constat médical de décès.

Il faut savoir cependant que, dans cet ensemble varié de causes, le statisticien n'en retient d'ordinaire qu'une seule: la cause initiale. Ce choix s'explique par la priorité accordée à la prévention sur la thérapie. De ce point de vue en effet, il est plus important de connaître l'origine des processus fatals que l'évolution terminale de ceux-ci. Pour la même raison, le statisticien s'intéresse davantage aux circonstances de l'accident ou de la violence ayant entraîné la mort (causes extérieures du décès) qu'à la nature des traumatismes subis par la victime. Établies pour aider à la prise de décision en matière de prévention, les statistiques courantes retiennent donc comme cause du décès:

"a) la maladie ou le traumatisme qui a déclenché l'évolution conduisant à la mort, et b) les circonstances de l'accident ou de la violence qui ont entraîné le traumatisme mortel" 10.

En toute rigueur, et sauf rares exceptions, il s'agit donc de statistiques de décès selon la cause initiale.

10 O.M.S., op. cit., p. 771.

Pour des exemples de tables types, voir: Coale, A.J., Demeny, P. et Vaughan, B., Regional Model Life Tables and Stable Populations (2nd edition), New York, Academic Press, 1983, viii + 496 p.; Lederman, S., Nouvelles tables types de mortalité ("Travaux et documents" de l'I.N.E.D., Cahier nº 53), Paris, P.U.F., 1969, xxi + 261 p. et United Nations. Department of International Economic and Social Affairs. Model Life Tables for Developing Countries (Population Studies No. 77), New York, U.N.O., 1982, vi + 351 p.

<sup>9</sup> O.M.S., Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès, volume I, Genève, O.M.S., 1977, p. 771.

Grâce à ces statistiques, la mortalité générale peut être fractionnée en un grand nombre de mortalités particulières, chacune d'entre-elles étant attribuable à une cause initiale ou à un groupe de causes initiales. Chaque mortalité particulière est alors analysée en fonction du sexe et de l'âge au décès. On dresse même des tables de mortalité pour apprécier le risque mortel attribuable à chacune des causes incriminées ou le gain de longévité qui résulterait de l'élimination d'un tel risque. Afin d'assurer la comparabilité des résultats dans l'espace, et si possible dans le temps, les causes initiales de décès sont sélectionnées selon les règles fixées par l'Organisation mondiale de la santé, puis répertoriées à l'aide d'une classification internationale connue sous le nom de "Classification internationale des maladies, traumatismes et causes de décès" (en abrégé: C.I.M.). Ébauchée en 1855 par William Farr, cette classification a été mise au point en 1893 par Jacques Bertillon. Largement utilisée depuis, elle a cependant été amendée tous les 10 ans environ pour tenir compte de l'évolution des connaissances et des besoins d'information. Sa dernière révision - la 9e en date - remonte à 1975.

Traiter des causes initiales de décès, c'est déjà faire un premier pas important en direction d'un examen approfondi de la fréquence des maladies au sein des populations. On entre alors dans le domaine assez complexe de la morbidité.

# L'analyse du risque morbide

Apparu peu avant le milieu du siècle dernier, le concept de morbidité s'est précisé à la faveur des essais de contrôle de la propagation des maladies infectieuses. Le risque morbide a dès lors été considéré à deux points de vue: celui de l'incidence et celui de la prévalence.

L'incidence d'une maladie est la fréquence d'apparition de nouveaux cas au sein de la population durant un intervalle de temps donné. L'incidence annuelle, par exemple, pourra être calculée en rapportant le nombre de nouveaux cas découverts durant une année d'observation à l'effectif de la population au milieu de la même année (taux d'incidence). Les taux d'incidence sont généralement calculés selon le sexe et l'âge afin de faire apparaître les périodes de la vie où la maladie se manifeste le plus fréquemment (âges critiques).

La prévalence d'une maladie est la proportion de personnes malades dans la population à un moment donné ou, parfois, au cours d'une période déterminée. La prévalence est liée à l'incidence par la durée moyenne de la maladie. Ainsi, si la durée moyenne d'une maladie est de deux ans, le nombre de malades à un moment donné sera le double du contingent annuel de nouveaux cas. À incidence égale, les maladies chroniques ont donc une prévalence plus forte que les maladies aiguës. Pour la même raison, les thérapies permettant de faire survivre les malades sans les guérir contribuent à accroître l'écart existant entre la prévalence et l'incidence.

Ces définitions générales étant acquises, il reste à examiner le problème de l'observation de la maladie. Pour aborder ce problème difficile, nous devons rappeler ici le calendrier habituel d'une maladie tel que décrit par Wood<sup>11</sup>.

La première phase de la maladie est **occulte:** les transformations pathologiques, c'est-à-dire les modifications défavorables de la structure du corps ou de son fonctionnement, apparaissent et se développent à l'insu du sujet pendant une période qui peut s'étendre de quelques jours à plusieurs années. Cette phase occulte s'achève lorsque, alerté par des signes ou des symptômes, l'individu prend conscience de l'existence d'un état pathologique ou qu'il s'en trouve informé par une autre personne: la maladie se trouve alors **extériorisée.** Puis, en raison de son état ou de la perception qu'il en a, la capacité d'agir et le comportement de la personne sont altérés: c'est le temps de l'**objectivisation** de la maladie. Enfin, les anomalies de l'apparence ou du fonctionnement du corps, les perturbations de la capacité et du comportement désavantagent le malade par rapport aux autres et transforment la maladie en désavantage social: c'est une phase de **socialisation** de la maladie.

<sup>11</sup> O.M.S., International Classification of Impairments, Disabilities and Handicaps, Genève, O.M.S., 1980, 210 p.

Comme on le voit, ce schéma définit trois niveaux d'expérience de la maladie extériorisation, objectivation, socialisation - au travers desquels il est possible, par enquête directe auprès de la population, d'appréhender la prévalence de la morbidité ressentie. Celle-ci ne constitue pas la totalité de la morbidité vraie puisque s'en trouve nécessairement exclue la morbidité occulte. Longtemps négligée par les chercheurs, elle retient maintenant de plus en plus leur attention ne serait-ce qu'à cause de son rôle déterminant dans la demande de soins médicaux ou paramédicaux<sup>12</sup>.

Lorsqu'une personne se sent malade, elle peut recourir aux services d'un médecin. Ce dernier cherche alors à identifier la maladie dont souffre le patient afin de prescrire un traitement. La fraction de la morbidité ainsi atteinte est appelée morbidité diagnostiquée. Elle rend compte de l'activité du système de soins et, de ce fait, sa connaissance est très précieuse pour les gestionnaires de ce système. À cause de cet intérêt, nous disposons à son sujet de nombreuses statistiques d'origine administrative, les plus connues étant les statistiques de morbidité hospitalière. L'image que donnent ces statistiques de la morbidité d'une population doit être interprétée avec prudence en raison de l'intrusion de nombreux facteurs exogènes: variabilité de la perception des besoins de traitement selon les maladies et les milieux sociaux, disponibilité et accessibilité des services médicaux, etc... Dans le cas de maladies graves pour lesquelles le recours au médecin s'impose tôt ou tard, la collecte systématique des diagnostics permet d'instaurer des registres de maladies, tels les registres du cancer ou de l'infarctus aigu du myocarde, registres très utiles pour estimer l'incidence de ces maladies dans la population.

Une manière plus satisfaisante de cerner la prévalence des maladies serait de soumettre l'ensemble de la population à des examens systématiques. On atteindrait alors la morbidité "objective", c'est-à-dire la morbidité décelable dans l'état actuel des conceptions, des normes et des méthodes médicales. Le coût d'une telle opération serait cependant prohibitif, aussi n'est-elle envisageable que pour des groupes restreints, représentatifs de l'ensemble ou d'une partie de la population.

À ces trois modes d'observation de la maladie correspondent des évaluations différentes de la morbidité, évaluations qui, en principe, sont agencées de la manière suivante:

morbidité diagnostiquée morbidité morbidité objective

Ce sont les statistiques de morbidité objective qui fournissent la meilleure estimation des divers risques morbides encourus par la population, les autres statistiques n'en donnant généralement que des mesures partielles (morbidité diagnostiquée) ou peu spécifiques (morbidité ressentie). C'est dire que, la plupart du temps, les risques ne sont vraiment connus que pour quelques maladies ayant fait l'objet d'enquêtes épidémiologiques spéciales ou pour lesquelles des registres ont été établis.

#### Les antécédents de la maladie

L'épidémiologie des maladies transmissibles avait révélé une grande variabilité de la résistance des individus à la maladie. Cette variabilité n'était pas due au hasard. Bien au contraire, certains facteurs identifiables prédisposaient manifestement à la maladie. Dans le cas de la tuberculose, par exemple, il s'agissait de l'âge, de la malnutrition, du surmenage, de l'alcoolisme, du surpeuplement et de l'insalubrité du logement, etc... La mise en évidence de ces facteurs prédisposants contribua grandement à la prévention de ces maladies.

<sup>12</sup> Lévy, É., Bungener, M., Duménil, G. et Fagnani, F., Économie du système de santé, Paris, Dunod, 1975, 354 p.

Depuis une trentaine d'années, des constats semblables ont pu être faits pour de nombreuses maladies chroniques aujourd'hui prépondérantes. L'apparition et le développement de ces maladies sont statistiquement reliés à certaines caractéristiques de la personne, de son mode de vie et de son environnement. Pour les besoins de l'action sanitaire, on peut à la suite de Grundy classer ces caractéristiques en trois groupes: les signes précurseurs de la maladie, les facteurs de risque et les marqueurs de risque<sup>13</sup>.

Les signes précurseurs d'une maladie sont les anomalies biologiques décelables avant l'apparition des premiers symptômes ou des premiers troubles cliniques caractéristiques de la maladie. Dans le cas de l'infarctus du myocarde, il s'agit par exemple d'un taux de cholestérol trop élevé ou d'un électrocardiogramme anormal. En raison de la longueur de la phase occulte de certaines maladies, il est parfois difficile de savoir si ces anomalies précèdent le déclenchement de la maladie ou si elles n'en sont que les premières manifestations.

Les facteurs de risque sont les autres caractéristiques qui, apparues avant le début de la maladie, s'avèrent potentiellement contrôlables par une intervention clinique, épidémiologique ou autre. Les habitudes de vie, telles l'alcoolisme et le tabagisme, ou des facteurs d'environnement comme la pollution de l'air et de l'eau, en sont de bons exemples. L'effet de ces facteurs dépend de l'intensité et de la durée de l'exposition, et peut s'exercer à la fois sur l'apparition et le développement de la maladie.

Les marqueurs de risque sont les caractéristiques non contrôlables, ou difficilement contrôlables, de la personne et de son environnement. Les exemples typiques sont le sexe, l'âge, le groupe ethnique ou le climat. Bien que modifiables, des attributs comme l'état matrimonial ou le statut socio-professionnel sont à ranger parmi les marqueurs de risque dans la mesure où la lutte contre la maladie est généralement conciliable avec leur maintien. En fait, les marqueurs de risque sont considérés d'ordinaire comme des signes d'une plus grande vulnérabilité à l'action des facteurs de risque.

La prise en compte de ces trois catégories de facteurs - signes précurseurs, facteurs de risque, marqueurs de risque - permet d'identifier les groupes à risque élevé qui doivent bénéficier prioritairement des programmes de lutte contre la maladie. Ceux-ci viseront à réduire la prévalence des signes précurseurs et l'exposition aux facteurs de risque et à en réduire les effets dommageables pour la santé. Une question importante, et souvent posée, est alors la suivante: de telles actions sont-elles rationnellement fondées? Ou si l'on préfère: en agissant ainsi, s'attaque-t-on vraiment aux causes de la maladie?

Il faut savoir en effet que la mise en évidence de tel ou tel facteur de risque repose, au départ, sur des observations empiriques révélant que, toutes choses identifiables étant égales par ailleurs, les personnes malades ont été plus exposées que les autres à ce facteur, ou que, dans les mêmes conditions, les individus exposés à ce facteur sont plus fréquemment atteints par la maladie. Or, de telles relations statistiques ne sont pas suffisantes pour établir un lien de causalité entre l'exposition à un facteur de risque et la fréquence d'une maladie. Ainsi, le fait que les fumeurs sont plus souvent atteints de cancer du poumon que les non fumeurs n'est pas, en soi, une preuve suffisante de la responsabilité du tabagisme dans l'étiologie de ce cancer car il se pourrait que les fumeurs diffèrent des non fumeurs par d'autres caractéristiques non identifiées mais déterminantes dans le déclenchement ou l'évolution de la maladie. En fait, le rôle étiologique de ce facteur de risque n'a été confirmé qu'après satisfaction progressive des 10 postulats modernes de la recherche de causalité en médecine tels qu'énoncés par A.M. Lilienfeld<sup>14</sup>:

1. la prévalence de la maladie doit être significativement plus élevée dans les groupes exposés à la cause présumée que dans les groupes-témoins qui n'y sont pas exposés,

Grundy, P.F., "A Rational Approach to the 'At Risk' Concept", The Lancet, 2, 29 décembre 1973, p. 1489.

<sup>14</sup> Traduction d'un passage cité par Strasser, T., "À propos de l'article de J.-L. Richard: Lipides alimentaires, cholestérolémie et cardiopathies ischémiques", Revue d'Épidémiologie et de santé publique, 28, 4, 1980, p. 486.

- 2. l'exposition à la cause présumée doit être plus fréquente chez les personnes malades que chez les témoins non-malades,
- 3. les enquêtes prospectives doivent montrer que l'incidence de la maladie est significativement plus élevée chez les personnes exposées à la cause présumée que chez les personnes non-exposées,
- 4. chronologiquement, la maladie doit survenir après l'exposition à la cause présumée et les périodes d'incubation doivent être distribuées selon une courbe normale,
- 5. l'exposition des sujets à la cause présumée doit entraîner chez eux une suite de réactions de plus en plus sévères sur le plan biologique,
- 6. comparativement à ce qui se passe en son absence, l'exposition à la cause présumée doit entraîner une forte probabilité d'apparition d'une réaction mesurable chez les sujets qui en étaient indemnes jusque-là, ou une augmentation de l'intensité de la réaction chez les sujets non indemnes,
- 7. l'association entre l'exposition à la cause présumée et une fréquence de la maladie doit être vérifiée, chez l'homme ou l'animal, par des essais en laboratoire ou par les résultats d'une exposition naturelle contrôlable,
- 8. l'élimination ou l'atténuation de la cause présumée (exemples: élimination des goudrons des cigarettes, atténuation d'un virus) doit provoquer une diminution de l'incidence de la maladie,
- 9. les mesures visant à éliminer les réactions des sujets à l'exposition à la cause présumée (exemples: immunisation, utilisation de médicaments contre l'hypercholestérolémie) doivent entraîner la disparition ou la régression de la maladie,
- 10. les relations constatées et les résultats obtenus doivent être susceptibles d'une interprétation épidémiologique et biologique.

La démonstration de la preuve requiert donc une très grande variété d'études. Celles-ci sont longues et difficiles en raison de la longue période de latence des maladies chroniques, de la multiplicité de leurs causes probables et de l'absence d'un concept unificateur qui permettrait d'intégrer l'ensemble des observations relatives à une même maladie. En conséquence, l'homme d'action devra souvent se décider à agir ou à ne pas agir en fonction de certaines présomptions de causalité qu'il utilisera pour évaluer les effets positifs et négatifs à attendre de chacune de ces deux options.

Les signes précurseurs et les facteurs de risque ne sont pas toujours spécifiques d'une seule et même maladie, certains sont communs à plusieurs maladies. Il en est ainsi, par exemple, de la consommation de cigarettes qui est un facteur de risque pour la bronchite chronique, les maladies coronariennes, les cancers du poumon, etc... En luttant contre eux, c'est à une gamme plus ou moins riche de maladies et de problèmes de santé que l'on s'attaque.

Signes précurseurs et facteurs de risque constituent une menace pour la santé future des personnes qui en sont atteintes ou qui y sont exposées. Ces personnes peuvent donc être considérées comme des malades potentiels. Ainsi apparaît une morbidité potentielle dont la connaissance est nécessaire à la planification et qui devient, à son tour, objet d'étude. Dans cette voie, on étudiera la propagation de l'épidémie du tabagisme pour en rechercher les facteurs psycho-sociaux et économiques; on s'intéressera aussi à l'hypercholestérolémie pour en retrouver l'origine probable dans le régime alimentaire adopté pendant l'enfance ou la vie adulte, etc... En remontant de la sorte la chaîne des facteurs déterminants de la maladie, on découvre de nouvelles possibilités d'intervention.

## Les conséquences de la maladie

Des phénomènes situés en amont de la maladie passons maintenant à ceux situés en aval, c'est-à-dire aux conséquences de la maladie.

La maladie entraîne un certain nombre de comportements particuliers: absentéisme scolaire ou professionnel, consultations médicales, consommation de produits pharmaceutiques, etc... L'ensemble de ces comportements induits par la maladie constitue ce que l'on appelle, parfois, la morbidité comportementale. L'analyse de cette morbidité est intéressante à deux points de vue. D'une part, elle montre que ces réponses individuelles à la maladie sont inséparables de tout un contexte culturel et social qui les conditionne en bonne partie et dont la connaissance est, par conséquent, indispensable à une bonne interprétation des données recueillies. D'autre part, elle dévoile le réseau complexe des répercussions sociales et économiques de la maladie en examinant les inconvénients et les coûts de ces comportements pour l'individu, sa famille, son milieu scolaire ou professionnel et la collectivité toute entière.

Les effets de la maladie sur la personne sont couramment décrits comme des déviations par rapport à la norme. Les professionnels de la santé appellent ces déviations des déficiences, des incapacités ou des handicaps. Le sens de ces termes n'est pas toujours bien défini et il est souvent variable d'une personne à l'autre. Pour remédier à cet état de chose, l'Organisation mondiale de la santé a proposé récemment un certain nombre de définitions que nous allons présenter dans les paragraphes suivants même si leur usage n'est pas encore très répandu<sup>15</sup>.

Les déficiences sont des déviations par rapport aux normes bio-médicales. Plus précisément, "la déficience correspond à toute perte de substance ou altération d'une structure ou fonction psychologique, physiologique ou anatomique". Elles regroupent donc les anomalies de l'apparence et de la structure du corps ainsi que les troubles de fonctionnement de l'organisme, y compris la réduction des facultés mentales.

Les incapacités sont des défaillances dans l'accomplissement de certaines tâches quotidiennes considérées comme normales chez un être humain: se laver, s'habiller, se nourrir, marcher, etc... Une incapacité représente ainsi "toute réduction de la capacité d'accomplir une activité de façon ou dans les limites considérées comme normales pour un être humain". Elle est la conséquence d'une ou plusieurs déficiences.

Un handicap est "un désavantage social pour un individu donné et qui limite ou interdit l'accomplissement d'un rôle normal en rapport avec l'âge, le sexe, les facteurs sociaux et culturels". Toute personne qui, du simple fait de ses incapacités ou déficiences, est désavantagée dans sa vie sociale comparativement à ses pairs, peut être considérée comme handicapée. Il en est ainsi des personnes qui ne peuvent communiquer facilement avec leur entourage, exercer normalement une profession, subvenir à leurs besoins, etc...

Dans cette suite de conséquences, la déficience est toujours le phénomène premier et nécessaire à la manifestation des deux autres. Par contre, une incapacité n'est pas toujours suivie d'un handicap, et il peut y avoir handicap sans incapacité. Par ailleurs, à la différence des déficiences, les incapacités et les handicaps doivent être classés selon leur degré, et non pas seulement selon leur nature.

Ces effets de la maladie peuvent disparaître en même temps que leur cause ou persister après la disparition de celle-ci. Ils peuvent être durables ou temporaires, s'aggraver ou régresser avec le temps. Même si ces effets sont couramment pris en considération dans l'évaluation de l'état de santé des patients, leur prévalence dans la population est généralement mal connue faute de statistiques appropriées. On sait cependant que cette prévalence augmente avec la prépondérance accrue des maladies chroniques et le vieillissement démographique.

<sup>15</sup> O.M.S., International Classification of Impairments, Disabilities and Handicaps, Genève, O.M.S., 1980, pp. 27-29.

Une autre conséquence possible de la maladie est le décès qui, d'une certaine façon, peut être présenté comme une déficience ou une incapacité généralisée. La létalité d'une maladie particulière est la proportion de cas suivis d'une issue fatale attribuable à cette maladie. La mortalité attribuable à cette même maladie se présente alors comme le produit de son incidence par sa létalité. Il en résulte que les statistiques de causes de décès donnent une image déformée de l'incidence des diverses maladies. Cependant, lorsque la létalité varie peu dans le temps ou l'espace, les différences constatées dans la mortalité attribuée à une maladie donnée sont révélatrices des différences existantes dans l'incidence de cette même maladie. En conséquence, les statistiques de causes de décès sont fréquemment et légitimement utilisées lorsque, et c'est souvent le cas, les statistiques de morbidité font défaut.

Les développements de l'analyse du risque morbide et du risque mortel ont conduit à une multiplication des descripteurs de la morbidité et de la mortalité. Afin d'en mieux comprendre l'intérêt et l'application, procédons maintenant à leur mise en ordre.

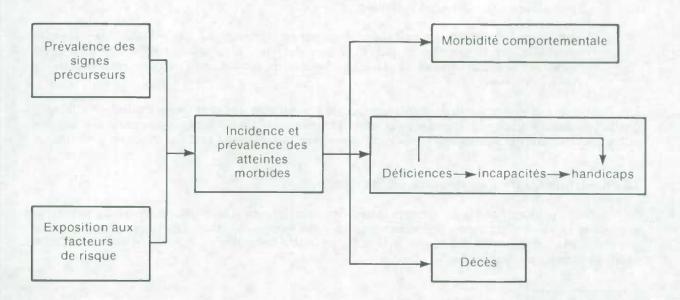
### ARTICULATION DES DESCRIPTEURS DE LA MORBIDITÉ ET DE LA MORTALITÉ

Nous commencerons par dresser un schéma de la série des faits reliés à la maladie, puis nous répartirons les descripteurs en deux familles selon qu'ils expriment un phénomène particulier ou une liaison entre des phénomènes différents.

### La séquence des faits reliés à la maladie

La suite des faits présentés dans la section précédente peut être schématisée à l'aide de la figure 12. En progressant de la gauche vers la droite du schéma, nous trouvons successivement les antécédents de la maladie (signes précurseurs et facteurs de risque), puis les atteintes morbides

Figure 12
Séquence des faits reliés à la maladie



(maladies et accidents) et, enfin, les conséquences variées de ces atteintes (comportements, déficiences, incapacités, handicaps, décès). Les flèches indiquent seulement dans quel ordre les faits se succèdent dans le temps, étant bien entendu que les délais d'apparition de ces faits sont très variables et que cette apparition même n'est que plus ou moins probable.

Ce schéma, tout le monde en conviendra, est une simplification de la réalité. Ainsi, certaines atteintes morbides - telles le diabète ou l'hypertension artérielle - sont des signes précurseurs ou des facteurs de risque d'autres maladies. De plus, certaines conséquences de la maladie, comme la déficience ou le décès, ont parfois des signes précurseurs ou des facteurs de risque différents de ceux de la maladie. Néanmoins, ce schéma est très utile pour mettre en évidence la diversité des actions possibles contre la maladie et ses séquelles.

Si les soins curatifs se placent nécessairement après le diagnostic d'une atteinte morbide ou de sa récidive, les actions préventives s'échelonnent tout au long de la séquence décrite dans ce schéma. La prévention primaire vise à diminuer l'incidence des maladies en s'efforçant de limiter la prévalence des signes précurseurs et l'exposition aux facteurs de risque, et de réduire la vulnérabilité de la population à ces antécédents de la maladie. La prévention secondaire cherche à limiter la gravité de la maladie par des dépistages précoces et le traitement des toutes premières atteintes de la maladie. La prévention tertiaire tente de prévenir les récidives et, par des programmes de réadaptation et de réinsertion sociale et professionnelle, de réduire la prévalence des incapacités et des handicaps. Pour une bonne planification de ces actions préventives et curatives, c'est donc la totalité de la séquence des faits reliés à la maladie qu'il faut prendre en considération.

Or, sur cette séquence, nous disposons de nombreux descripteurs que l'on peut ranger en deux familles que nous allons maintenant présenter.

# Les descripteurs de phénomènes particuliers

Dans cette famille, nous rangerons les descripteurs relatifs à un seul phénomène. Selon une terminologie empruntée à Lévy et à ses collaborateurs<sup>16</sup>, ces descripteurs peuvent être classés en trois groupes selon l'ordre d'apparition des phénomènes concernés:

- a) les descripteurs d'exposition qui rendent compte de la prévalence des signes précurseurs ou de l'exposition aux facteurs de risque,
- b) les **descripteurs d'atteinte morbide** qui sont les diverses mesures de l'incidence et de la prévalence des différentes maladies,
- c) les descripteurs de résultats qui mesurent l'impact de l'ensemble des atteintes morbides sur la population par l'ampleur de leurs diverses conséquences (mortalité générale, prévalence des incapacités ou handicaps, réductions d'activité, consommations médicales, etc...).

La réunion de cet ensemble de descripteurs facilite l'inventaire des problèmes sanitaires affrontés par la population. Cependant, comme ces descripteurs sont élaborés indépendamment les uns des autres, les liaisons existantes entre les divers problèmes sanitaires ne sont pas mises en évidence.

#### Les descripteurs de liaison entre phénomènes

Nous rangeons dans cette seconde famille les descripteurs tirés d'une analyse du phénomène étudié en fonction d'un autre phénomène qui lui est nécessairement antérieur. Deux groupes peuvent ici être distingués: les mesures de la liaison entre deux phénomènes, les mesures de l'effet combiné de deux phénomènes.

<sup>16</sup> Lévy, É., Économie du système de santé, op. cit.

Les descripteurs du premier groupe sont obtenus en relevant le nombre et la fréquence des manifestations du phénomène étudié chez les personnes ayant subi le phénomène antérieur. À titre d'exemple, si le phénomène étudié est la mortalité, on obtiendra de tels descripteurs en calculant la fréquence des décès dans des groupes de malades, de personnes exposées à un facteur de risque ou porteuses d'un signe précurseur. Des tables de mortalité ont ainsi été dressées pour des cancéreux, des fumeurs, des hypertendus, etc... À un niveau d'analyse plus raffiné, on s'efforcera de calculer des risques de décès attribuables aux diverses maladies, aux différents facteurs de risque ou signes précurseurs. Du risque total de décès, on ne retiendra alors que la partie directement reliée au fait antérieur considéré. Pour reprendre les exemples cités plus haut, il ne s'agit plus de mesurer les risques de décès des cancéreux, des fumeurs ou des hypertendus, mais d'évaluer la partie de ces risques que l'on peut attribuer au cancer, à l'usage du tabac ou à l'hypertension. Ces descripteurs plus élaborés, outre qu'ils ne peuvent être calculés que par comparaison entre groupes ayant subi et n'ayant pas subi le fait antérieur retenu, diffèrent donc des premiers cités dans ce paragraphe par une visée plus ambitieuse, à savoir: la mise en évidence d'une probable relation de cause à effet.

Les descripteurs du second groupe sont des mesures de l'impact d'un premier phénomène sur un second qui lui est postérieur. Ainsi, pour continuer avec le même exemple que ci-dessus, si le second phénomène est la mortalité, les descripteurs recherchés peuvent être le nombre de décès attribuables à une maladie particulière ou à un facteur de risque donné et la fréquence de tels décès dans la population. Comme nous l'avons déjà dit, la mortalité attribuable à une maladie est, sous réserve de certaines hypothèses sur lesquelles nous reviendrons, le produit de l'incidence de la maladie par sa létalité. De la même façon, la mortalité attribuable à un facteur de risque est le produit du degré d'exposition de la population à ce facteur par le risque de décès qui lui est attribuable. Pour juger de l'impact d'un premier phénomène sur un second, deux éléments doivent ainsi être pris en considération: la fréquence des manifestations du premier d'une part, la relation de cause à effet entre les manifestations du premier et celles du second d'autre part.

Tous ces descripteurs de liaison sont évidemment très utiles puisqu'ils permettent de surmonter partiellement le découpage de la situation sanitaire de la population en phénomènes et problèmes que l'on a souvent tendance à analyser séparément. Il faut donc espérer que les progrès de l'observation et des connaissances contribueront à en accroître le nombre encore fort limité.

# LA RECHERCHE D'INDICATEURS DE L'ÉTAT DE SANTÉ DE LA POPULATION

Au début de ce chapitre, nous écrivions qu'après avoir pris connaissance de la population à laquelle il s'intéresse, le planificateur se fixait deux objectifs:

- a) évaluer le niveau de santé de la population et sa variation dans le temps,
- b) dresser l'inventaire des principaux problèmes sanitaires affrontés par la population selon les domaines d'intervention, en mesurer l'impact sur la population et en reconstituer l'évolution dans le temps.

Pour atteindre ces objectifs, il doit extraire d'un volumineux corpus de données statistiques celles qui sont les plus significatives à ses yeux. Suivons-le dans ce choix.

# Les indicateurs du niveau de santé

Bien avant que le mot "indicateur" n'ait été créé, on se servait déjà couramment de certains descripteurs pour suivre l'évolution du niveau de santé des populations. Il s'agissait surtout de descripteurs de la mortalité: taux brut de mortalité, taux de mortalité infantile, espérance de vie à la naissance. À la fois par son niveau et dans son évolution, la mortalité était alors considérée comme représentative de l'ensemble des phénomènes de santé dont elle constitue une synthèse partielle.

Ce raisonnement garde toujours de sa valeur dans la mesure où, située à la fin de la séquence des faits reliés à la maladie, la mortalité est un phénomène d'impact qui intègre l'effet combiné de plusieurs phénomènes de santé qui la précèdent dans la séquence: exposition aux facteurs de risque, prévalence des signes précurseurs, occurrence et létalité des maladies. Cependant, sa représentativité a été contestée pour plusieurs raisons:

- a) l'importance grandissante des maladies chroniques dans l'ensemble de la morbidité a beaucoup modifié le rapport entre l'incidence et la prévalence des maladies, provoquant ainsi une distorsion croissante entre l'évolution de la mortalité et celle de la morbidité,
- b) cette prépondérance accrue des maladies chroniques transforme également le tableau des conséquences de la maladie en donnant plus de poids aux incapacités et handicaps,
- c) en réduisant la létalité à court terme de certaines maladies congénitales ou chroniques, la médecine moderne parvient à faire régresser la mortalité tout en augmentant la prévalence des maladies et des incapacités.

En conséquence, les chercheurs ont proposé diverses formules permettant de combiner la mortalité à d'autres conséquences de la maladie, notamment l'incapacité. Dans cette voie, les propositions les plus intéressantes sont celles qui visent à définir une espérance de vie en bonne santé, c'est-à-dire le nombre moyen d'années pendant lesquelles un individu serait exempt des conséquences les plus fâcheuses de la maladie.

Mais, qu'il s'agisse des descripteurs de la mortalité ou de leurs combinaisons avec d'autres descripteurs, la synthèse des phénomènes de santé qu'ils expriment est toujours partielle. Ce sont donc, non pas des descripteurs, mais des indicateurs du niveau de santé et l'on espère seulement que leur évolution reproduit fidèlement l'amélioration ou la détérioration du niveau de santé réel de la population. Pour en être sûr, il faudrait les confronter à un véritable indice du niveau de santé.

L'élaboration d'un tel indice bute encore sur de nombreuses difficultés conceptuelles, méthodologiques et pratiques<sup>17</sup>. Les activités, les comportements et les perceptions à prendre en compte dans la détermination de l'état de santé individuel sont si nombreux que, aussi longtemps que leur interchangeabilité n'aura pas été démontrée, il subsistera toujours un doute sur la validité de leur choix et de la pondération attribuée à chacun d'eux. Par ailleurs, les critères et les normes à utiliser varient nécessairement d'un groupe à l'autre; ainsi, à titre d'exemple, les mêmes critères et les mêmes normes ne peuvent être employés pour apprécier indifféremment la santé d'un enfant, d'un adulte ou d'un vieillard. Malgré de nombreuses recherches, beaucoup de problèmes restent encore à résoudre avant que l'on parvienne à un accord sur une définition opérationnelle d'un indice unique du niveau de santé de l'ensemble d'une population.

Synthétique par essence, un indicateur du niveau de santé ne révèle évidemment pas la nature des problèmes sanitaires à résoudre. Pour orienter l'action, d'autres indicateurs plus spécifiques sont donc nécessaires.

#### Les indicateurs de problèmes sanitaires

Une des premières tâches du planificateur est sans aucun doute de dresser l'inventaire des principaux problèmes sanitaires rencontrés par la population. Il trouvera alors à sa disposition de nombreux descripteurs fort utiles. Les descripteurs d'exposition lui montreront dans quelle mesure la population est exposée à des facteurs de risque reconnus et comment évolue cette exposition dans le temps. Les descripteurs d'atteinte morbide le renseigneront sur la fréquence des états morbides ressentis ou diagnostiqués, sur les pathologies les plus répandues et donc sur la vulnérabilité de la population et son exposition à des risques particuliers. Enfin, les descripteurs de résultats lui révéleront l'ampleur et la diversité des conséquences de la maladie sur la population.

<sup>&</sup>lt;sup>17</sup> Goldberg, M., Dab, W., Chaperon, J. et coll., "Indicateurs de santé et 'sanométrie': les aspects conceptuels des recherches récentes sur la mesure de l'état de santé d'une population", Revue d'épidémiologie et de santé publique, vol. 27, 1979, pp. 51-68 et 133-152.

C'est d'ailleurs par leur impact sur la population et son état de santé que le planificateur cherchera ensuite à hiérarchiser les divers problèmes sanitaires qu'il aura inventoriés. Ainsi jugera-t-il de l'importance d'une maladie ou d'un facteur de risque par le nombre et la fréquence des décès prématurés qui leur sont attribuables, par les années de vie ainsi perdues, par les risques d'incapacité ou de handicap qu'ils entraînent, etc... Ici aussi, il disposera de quelques descripteurs et, parfois, de quelques indices synthétiques résumant l'impact des maladies sur la santé globale des individus. Les problèmes sanitaires qui affectent le plus la population et son état de santé seront bien sûr considérés comme les plus urgents à résoudre.

La nature et l'impact des problèmes de santé dépendent évidemment de la période de la vie où ils apparaissent. Facteurs de risque, pathologies et altérations diverses de la santé s'agencent en configurations différentes aux divers âges de la vie. Par ailleurs, plus un problème de santé se manifeste tôt dans la vie, plus son impact sur la population et son état de santé risque d'être grand. L'inventaire et la hiérarchisation des problèmes sanitaires doivent donc être poursuivis en recourant aux descripteurs particuliers aux différentes étapes de l'existence et aux différentes phases du cycle de vie de la famille.

Dans ce travail d'évaluation du niveau de santé de la population et d'identification des principaux problèmes sanitaires, le planificateur se sert, non pas exclusivement, mais fréquemment, de descripteurs démographiques. Ceux-ci se trouvent ainsi promus au rang d'indicateurs de l'état de santé de la population.

Ces indicateurs démographiques vont être présentés dans les trois chapitres ci-après en respectant l'ordre suivant:

- indicateurs du niveau de santé (chapitre 6),

- indicateurs des problèmes sanitaires (chapitre 7)

- indicateurs particuliers à certains âges de la vie (chapitre 8).

Ainsi que cela a été fait pour les descripteurs, les indicateurs sont présentés un à un. L'interprétation qui en est donnée vise surtout à mettre en lumière leurs fonctions respectives, et à souligner leurs qualités et défauts d'après les critères habituellement retenus pour l'évaluation des indicateurs.

national designation of the second se

## CHAPITRE 6

# INDICATEURS DU NIVEAU DE SANTÉ

Dans ce chapitre, nous présenterons les cinq indicateurs suivants:

- le taux brut de mortalité générale,
- le taux comparatif de mortalité générale,
- l'espérance de vie à la naissance,
- l'espérance de vie en bonne santé,
- l'espérance de vie pondérée par la qualité.

Chacun de ces indicateurs fait l'objet d'une présentation séparée à l'exception du dernier qui est introduit comme dérivé de l'espérance de vie en bonne santé.

Dans chaque cas, nous nous efforcerons de préciser la nature de l'indication fournie sur le niveau de santé de la population: santé moyenne effective, santé moyenne intrinsèque et santé positive moyenne. Nous espérons ainsi contribuer à une meilleure appréciation de la spécificité de chaque indicateur.

# I-01: TAUX BRUT DE MORTALITÉ GÉNÉRALE

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Nombre annuel de décès pour 1,000 habitants.

# Fonction descriptive

Simple rapport du nombre de décès enregistrés dans l'année à l'effectif de la population au milieu de l'année, cette mesure de la fréquence annuelle des décès est également un résumé statistique de la suite des taux de mortalité par âge. On obtiendrait en effet le même résultat en calculant la moyenne pondérée de ces taux spécifiques à l'aide des coefficients de pondération fournis par la distribution de la population selon l'âge.

### Indication recherchée

Il s'agit du niveau de la santé moyenne effective de la population. On suppose alors que ce niveau varie comme celui de la mortalité générale, mais en sens contraire bien entendu.

#### II INTERPRÉTATION

## État de santé et mortalité

Certaines échelles d'états de santé sont numériques, chaque état y étant résumé par une note qui, pour fixer les idées, peut varier de 0 (très mauvaise santé) à 1 (excellente santé). L'utilisation de ces échelles lors d'enquêtes revient donc à attribuer une note de santé à chaque personne interrogée ou examinée. On peut ainsi calculer:

- la moyenne mx des notes obtenues par les membres du groupe d'âge x,
- la moyenne M des notes obtenues par l'ensemble des personnes figurant dans l'enquête.

Si l'on désigne par  $p_x$  la proportion de personnes appartenant au groupe d'âge x, la moyenne générale M peut s'écrire:

$$M = \sum_x \ m_x \,.\, p_x$$

Cette moyenne générale M pourra servir d'indicateur à la santé moyenne de la population soumise à l'enquête. Dans ce cas, nous parlerons de santé moyenne effective pour souligner le fait qu'elle ne dépend pas seulement de la santé moyenne aux divers âges, mais également de la répartition de la population selon l'âge.

Malheureusement, il n'existe pas encore d'échelle numérique d'états de santé qui soit universellement acceptée et applicable à tous les âges de la vie. La moyenne M reste donc inconnue dès lors qu'on ne s'intéresse plus exclusivement à certaines sous-populations particulières, mais à l'ensemble d'une population. Pour suivre l'évolution de la santé moyenne effective de la population, il est donc nécessaire de rechercher un indicateur de substitution. Un tel indicateur pourrait être fourni par une suite d'indices  $t_x$  bien corrélée à la suite  $m_x$ , à condition bien entendu d'en faire également la moyenne en se servant des coefficients  $p_x$  tirés de la répartition de la population selon l'âge.

Parmi les indices  $t_x$  que l'on peut songer à sélectionner, figurent les taux de mortalité par âge dont la moyenne appropriée n'est autre que le taux brut de mortalité générale. En effet, de nombreux arguments rendent a priori vraisemblable l'existence d'une bonne corrélation négative entre mortalité et état de santé:

- la mort est l'ultime détérioration de la santé et certains auteurs retiennent en conséquence le risque mortel pronostiqué comme dimension importante de l'état de santé individuel<sup>1</sup>,

- la mort et d'autres altérations de la santé ont une origine commune dans l'exposition aux

mêmes facteurs de risque et dans la prévalence des mêmes signes précurseurs,

- l'analyse de la mortalité et celle de l'occurrence de nombreux problèmes de santé se rejoignent par la mise en évidence de marqueurs de risque communs (sexe, âge, état matrimonial, profession, revenu, etc...).

À ce faisceau de présomptions, nous pouvons ajouter une confirmation par l'observation.

### Une confirmation par l'observation

Au cours du printemps et de l'été 1965, une enquête par sondage a été effectuée auprès de 7,000 adultes résidant dans le comté d'Alameda (Californie) afin de connaître leur état de santé et leur hygiène de vie. Les informations fournies par les enquêtés ont permis de répartir ceux-ci selon sept états de santé physique<sup>2</sup>:

- l'incapacité grave qui se manifeste par la cessation d'emploi et de grandes difficultés à exercer les activités domestiques quotidiennes depuis six mois ou davantage,

- l'incapacité mineure qui se traduit par une restriction des activités domestiques et une

modification du travail depuis au moins six mois,

- la présence de plusieurs troubles chroniques (diabète, hypertension, etc...) depuis un an ou davantage sans que ceux-ci entraînent d'incapacité pour le moment,

- la présence d'un seul trouble chronique,

- la présence de symptômes (crampes, paralysies, douleurs à la poitrine, etc...) depuis un an ou davantage,

- absence de troubles et faible ou moyenne énergie qui est un état caractérisé par une sensation répétée de fatigue,

- absence de troubles et forte énergie.

Quant à l'hygiène de vie, elle a été appréciée à l'aide de huit critères établis d'après la consommation de cigarettes, la consommation d'alcool, l'activité physique, les heures de sommeil et l'alimentation. Si le mode de vie de la personne était favorable à la santé pour au moins cinq de ces huit critères, son hygiène de vie était considérée comme bonne; dans le cas contraire, elle était évidemment déclarée mauvaise.

Plus tard, au début des années soixante-dix, une exploitation des bulletins de décès enregistrés en Californie de 1965 à 1970 inclusivement a rendu possible le calcul de risques de décès sur cinq ans et demi au sein du groupe d'adultes interrogés en 1965. Le calcul a été mené pour chacun des sous-groupes que l'on pouvait différencier selon l'état de santé et l'hygiène de vie au milieu de l'année 1965. Le tableau 23 contient les résultats obtenus après correction de l'inégale distribution selon l'âge des effectifs des divers sous-groupes.

Avant de commenter les résultats obtenus, nous devons rappeler au lecteur que l'échantillon sous observation est de taille restreinte (7,000 personnes) de sorte que les groupes constitués de personnes ayant à la fois le même sexe, le même état de santé et la même hygiène de vie ont des effectifs toujours inférieurs à 900, et parfois même à 100. Il en résulte que les décès fournis par chacun de ces groupes sont en nombre limité, et que les risques de décès calculés peuvent être

Mizrahi, A. et A., Les indicateurs synthétiques de santé au niveau individuel, Paris, C.R.E.D.O.C., 1981, 14 p.
 Belloc, N.B., Breslow, L. et Hochstim, J.R., "Measurement of Physical Health in a General Population Survey", American Journal of Epidemiology, 93, 1971, pp. 328-336.

TABLEAU 23. Risque comparatif de décès selon l'état de santé physique et l'hygiène de vie et suivant le sexe, Comté d'Alameda, Californie

	Rise	que de décè	S	Hygiène de vie			
État de santé	Sexe	Sexe	Total	Sexe masculin		Sexe féminin	
physique	masculin	féminin		Mauvaise	Bonne	Mauvaise	Bonne
Incapacité grave	0.143	0.097	0.120	0.159	0.114	0.100	0.116
Incapacité mineure Plusieurs troubles	0.097	0.042	0.070	0.124	0.080	0.065	0.032
chroniques Un seul trouble	0.065	0.038	0.051	0.095	0.048	0.059	0.026
chronique	0.058	0.030	0.044	0.062	0.054	0.043	0.031
Symptômes Absence de troubles et faible ou moyenne	0.045	0.036	0.040	0.038	0.033	1	0.047
énergie Absence de troubles et	0.063	0.033	0.048	0.073	0.036	0.071	0.030
forte énergie	0.030	0.043	0.036	3.313	0.000	0.011	0.000
Total	0.066	0.044	0.055				

Données trop peu nombreuses.

Source: D'après les tableaux I et VI dans Belloc, N.B., "Relationship of Health Practices and Mortality", Preventive Medicine, 2, 1973, pp. 67-81.

entachés d'erreurs aléatoires importantes. Nous négligerons donc les "anomalies" apparentes, et probablement dépourvues de signification, pour nous intéresser seulement aux faits confirmés par les positions respectives d'une majorité de valeurs.

Ces faits saillants nous paraissent être au nombre de trois:

- de manière très nette chez les hommes, mais plus confuse chez les femmes, la mortalité varie avec l'état de santé dans le sens attendu,
- quel que soit l'état de santé, la mortalité varie également avec l'hygiène de vie dans le sens attendu.
- tant chez les femmes que chez les hommes, les personnes ayant une mauvaise hygiène de vie ou souffrant d'un très mauvais état de santé ont une mortalité supérieure à la moyenne.

L'interprétation de ces faits doit prendre en considération certaines particularités de l'observation faite ici. L'état de santé des personnes a été déterminé à partir des déclarations faites par les enquêtés, déclarations qui ont dû être plus objectives pour les incapacités et les troubles chroniques ressentis que pour les symptômes ou les fatigues. La discrimination entre les plus mauvais états de santé est donc vraisemblablement meilleure que celle qui a été tentée entre les bons états de santé. Par ailleurs, l'état de santé relevé est celui de 1965 et on peut légitimement supposer que, par la suite, les détériorations ont été plus nombreuses que les améliorations à cause du vieillissement des individus au cours des cinq années suivantes. Ces deux raisons ont pu contribuer à affaiblir la relation entre mortalité et état de santé. L'introduction de l'hygiène de vie dans l'analyse apporte une correction salutaire dans la mesure où elle aboutit à une répartition des personnes selon le pronostic sur l'évolution future de leur état de santé. On peut en effet admettre que les chances d'amélioration ou de stabilisation d'un état de santé sont meilleures avec une bonne hygiène de vie qu'avec une mauvaise. Selon toute vraisemblance, les groupes à mauvaise hygiène de vie ont donc

régressé davantage que les autres dans l'échelle des états de santé tout au long des années 1965-1970. Il est dès lors tout à fait remarquable que la mortalité de ces groupes durant cette période se soit avérée supérieure à la moyenne, et ce d'autant plus fortement que leur position de départ (en 1965) était déjà mauvaise. On peut en conclure que la liaison entre mortalité et santé physique nous serait apparue encore plus étroite si le nombre d'enquêtés avait été suffisant pour autoriser une concentration de l'observation des décès sur une période plus courte.

## Signification des descripteurs de la mortalité

L'enquête, que nous venons de présenter, confirme bien l'existence d'une liaison entre la mortalité et la santé physique. Cette liaison prendrait la forme d'une corrélation négative si les divers états de santé étaient affectés d'une note d'autant plus élevée que la santé est bonne. De ce fait, les descripteurs de la mortalité apparaissent comme étant des indicateurs acceptables de la santé physique d'une population.

L'indication que l'on peut tirer de ces descripteurs dépend de la façon de situer dans le temps la corrélation établie. Si, d'une manière très restrictive, on demande aux descripteurs de la mortalité de nous renseigner sur la santé de la population au moment où les décès surviennent, il est clair que l'indication fournie porte sur la prévalence des très mauvais états de santé puisque ceux-ci sont à court terme les grands pourvoyeurs de décès. Par contre, si on envisage une corrélation avec retard, l'indication fournie est d'une plus grande portée. Comme dans l'enquête californienne, la mortalité enregistrée durant un certain laps de temps est alors associée à une situation sanitaire antérieure à l'observation des décès de sorte que tous les états de santé contribuent peu ou prou à cette mortalité. Ainsi qu'il apparaît nettement dans le tableau précédemment analysé, la fréquence moyenne des décès dans la population ne dépend pas seulement de la prévalence antérieure des très mauvais états de santé, elle dépend aussi de l'intensité des forces qui poussent à l'amélioration ou à la détérioration de la santé des personnes classées dans les autres états. Compte tenu d'un certain décalage dans le temps, la mortalité reflète ainsi une situation sanitaire saisie à la fois dans sa structure (répartition de la population entre les divers états de santé) et dans sa dynamique (importance respective des facteurs favorables et des facteurs défavorables à la santé future).

#### Intérêt et limites du taux brut

Parmi tous les descripteurs de la mortalité, le taux brut est le plus facile à obtenir puisqu'il s'agit du simple rapport du nombre de décès enregistrés dans l'année à l'effectif de la population au milieu de l'année. Nous montrerons dans la fiche technique que ce simple rapport n'est autre que la moyenne des taux de mortalité par âge. En désignant par T le taux brut, par  $t_x$  le taux de mortalité à l'âge x et par  $p_x$  la part du groupe de personnes d'âge x dans la population totale, nous pouvons écrire l'égalité suivante:

$$T = \sum_{x} t_x \,.\, p_x$$

Cette formulation est intéressante pour souligner la nature composite du taux brut de mortalité générale.

D'après la formule précédente, il est clair que la valeur du taux brut dépend de la variation de la mortalité avec l'âge (série  $t_x$ ) et de la distribution de la population selon l'âge (série  $p_x$ ). De ce fait, le taux brut reflète à la fois les conditions sanitaires et l'état de la population, tout comme le ferait d'ailleurs la moyenne des indices de la santé individuelle des personnes qui font partie de cette population.

La structure par âge d'une population, héritage de l'évolution passée de la natalité et des mouvements migratoires, ne se modifie que lentement en temps ordinaire. Il en résulte que l'évolution à court terme du taux brut de mortalité est surtout commandée par les changements des conditions sanitaires. Ceci est particulièrement vrai pour la variation au cours de l'année des taux mensuels de mortalité (voir fiche technique), variation qui traduit principalement les

oscillations saisonnières de l'état de santé de la population. Cela reste vrai pour une suite limitée de taux annuels à condition que les écarts constatés d'année en année soient suffisamment nets: une brusque montée du taux témoignera de la sévérité d'une épidémie ou de la gravité d'une catastrophe naturelle, une accumulation d'écarts de même signe révélera une tendance à l'amélioration (écarts positifs) ou à la détérioration (écarts négatifs) des conditions sanitaires. Ces faits bien connus montrent que le taux brut réagit de facon spécifique à une importante et rapide modification de l'état de santé de la population.

Par contre, une transformation progressive de la pyramide des âges peut avoir un effet non négligeable sur l'évolution à moyen ou long terme du taux brut de mortalité générale. On le voit bien en comparant cette évolution à celle que l'on aurait observée en l'absence de changement dans la composition par âge (voir figure 13 dans I-02: taux comparatif de mortalité générale). En particulier, dans une population qui vieillit, le taux brut régresse moins rapidement que ne le permettrait la diminution des risques de décès aux divers âges, et ceci en raison de l'augmentation de la proportion de personnes âgées, les plus exposées à la mort. Mais, soulignons-le, le vieillissement démographique exerce une influence tout aussi défavorable sur la progression de la santé moyenne effective de la population puisque, du fait de leur âge et de l'accumulation de risques pour la santé durant les phases antérieures de leur vie, les personnes du troisième âge jouissent d'une moins bonne santé que les adultes ou les jeunes. De tous les descripteurs de la mortalité, le taux brut est le seul dont la tendance soit affectée par ce facteur de résistance à l'amélioration de la santé collective. Son emploi est donc légitime lorsque, précisément, on veut tenir compte de l'effet du vieillissement de la population.

La principale objection à l'emploi du taux brut de mortalité réside dans son manque de fiabilité pour des comparaisons dans l'espace. Certes, lorsque les populations comparées bénéficient aux mêmes âges de conditions sanitaires assez semblables, la hiérarchie des taux bruts obtenus renseigne convenablement sur la gradation sous-jacente des santés moyennes effectives. Dans le cas contraire, par contre, des taux bruts de même valeur peuvent être obtenus dans des situations très différentes par leurs aspects démographique et sanitaire. Ceci se produit assez fréquemment dans les comparaisons entre pays industrialisés et pays en voie de développement en raison d'une compensation entre les avantages que les premiers tirent de leur plus faible mortalité, et les seconds de la plus grande jeunesse de leur population. L'emploi du taux brut de mortalité est donc peu recommandé pour des comparaisons internationales à l'échelle mondiale.

### III FICHE TECHNIQUE

### Sources statistiques et méthodes de calcul

Les organismes nationaux de statistique publient régulièrement les taux bruts de mortalité générale et les données nécessaires à leur calcul. Décès et taux figurent dans la statistique annuelle de l'état civil tandis que les estimations de population font souvent l'objet de publications séparées.

Le taux brut a toujours une dimension annuelle et est généralement exprimé en pour 1,000 habitants. Il se calcule de la manière suivante selon l'étendue de la période d'observation:

- les décès observés au cours d'une seule année complète sont rapportés à l'effectif de la

population au milieu de la même année,

 les décès observés durant une période pluri-annuelle sont rapportés au total des effectifs de la population au milieu des années incluses dans la période ou, à défaut, au produit de l'étendue de la période par l'effectif de la population en milieu de période,

le nombre journalier moyen de décès observés durant un mois est, après multiplication par 365, rapporté à l'effectif de la population au milieu du mois pour obtenir un taux mensuel

ramené à l'année, c'est-à-dire de même ordre de grandeur qu'un taux annuel.

### Le taux brut comme moyenne des taux par âge

La bonne intelligence du taux brut de mortalité requiert un détour tout à fait inutile pour son calcul. Empruntons ce détour à l'aide d'un exemple.

Le tableau 24 donne un extrait des statistiques canadiennes pour l'année 1981: décès observés au cours de l'année, effectifs de la population au 3 juin. En rapportant, ligne par ligne, le nombre de décès à l'effectif de population correspondant, nous obtenons quatre taux de mortalité: un pour chacun des trois groupes d'âge et le taux brut. Le lecteur pourra vérifier aisément qu'en multipliant chaque taux par âge par la proportion de personnes appartenant au même groupe d'âge, puis en additionnant les trois produits ainsi obtenus, il retrouve la valeur du taux brut. Ce dernier est donc bien une moyenne pondérée des taux par âge.

Cette propriété du taux brut T est résumée par:

$$T = \sum_x \ t_x \cdot p_x$$

 $t_x$  étant le taux de mortalité à l'âge x (taux spécifique), et  $p_x$  la proportion de personnes appartenant au groupe d'âge x.

TABLEAU 24. Taux brut de mortalité et taux de mortalité par âge, Canada, 1981

Âge	Décès en 1981	Effectif de la population le 3 juin 1981	Taux (pour 1,000)
0-14 ans	5,430	5,481,110	1.0
15-64 "	50,934	16,501,100	3.1
65 ans et plus	114,616	2,360,975	48.5
Tous âges	170,980	24,343,185	7.0

Source: Statistique Canada, La statistique de l'état civil, 1981, vol. I, nº 84-204 au catalogue, tableau 18 et Statistique Canada, Recensement du Canada de 1981, nº 92-901 au catalogue.

## I-02: TAUX COMPARATIF DE MORTALITÉ GÉNÉRALE

## I FICHE SIGNALÉTIQUE

### **Synonymes**

Taux ajusté, normalisé ou standardisé.

#### Définition

Nombre annuel de décès pour 1,000 habitants qui pourrait être observé dans la population si celle-ci avait la même composition par âge qu'une population de référence appelée population type.

### Fonction descriptive

En raison de la très grande inégalité des risques de décès selon l'âge, la fréquence annuelle des décès dans une population dépend de sa composition par âge. Les taux comparatifs permettent d'éliminer l'effet de ce facteur exogène de variation dans les études comparatives de mortalité.

#### Indication recherchée

Niveaux relatifs de la santé moyenne intrinsèque de différentes populations à un même moment, ou d'une même population à différents moments.

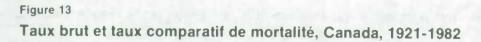
### II INTERPRÉTATION

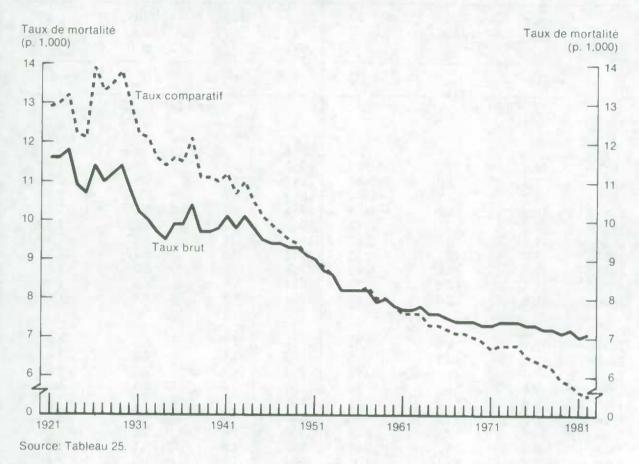
## Taux brut et taux comparatif

La figure 13 retrace l'évolution réelle de la fréquence annuelle des décès au sein de la population canadienne depuis 1921 (courbe des taux bruts), ainsi que celle que l'on aurait pu observer si la composition par âge de cette population avait toujours été identique à celle relevée au recensement du 1er juin 1956 (courbe des taux comparatifs). L'écart entre les deux courbes obtenues ne tient qu'aux différences entre la distribution réelle de la population selon l'âge et la distribution de référence choisie. On comprend alors qu'il soit nul en 1956, minime pour les cinq ou six années antérieures ou postérieures, et qu'il aille en s'amplifiant au fur et à mesure que l'on s'éloigne de 1956 en remontant ou en descendant le cours du temps. On comprend aussi que cet écart ait changé de signe à partir de 1956: depuis lors, la population canadienne a en effet vieilli alors qu'elle était plus jeune auparavant. À cause du vieillissement démographique, la fréquence annuelle des décès a ainsi régressé moins fortement que ne le permettait la diminution des risques de décès aux divers âges.

L'effet de la transformation de la pyramide des âges sur la fréquence annuelle des décès est communément mesuré par le rapport du taux brut au taux comparatif. Dans notre exemple, ce rapport était de 1.29 en 1982 (tableau 25). Ce résultat signifie que le vieillissement démographique intervenu depuis 1956 était responsable d'un surplus de 29% dans le nombre de décès pour 1,000 habitants en 1982. De ce fait, la fréquence annuelle des décès n'avait régressé que de 13.4% entre 1956 et 1982 alors qu'elle aurait diminué de 32.9% si la composition par âge de la population était demeurée inchangée.

Cet exemple numérique et le graphique reproduit suffisent à confirmer la grande sensibilité du taux brut aux différences de structure par âge des populations. C'est pourquoi, dans des études sur la géographie de la mortalité, on recourt également aux taux comparatifs afin d'éliminer, des disparités géographiques constatées, la part attribuable aux inégalités de la distribution selon l'âge des populations comparées.





La volonté d'éliminer de la comparaison des niveaux de mortalité la part attribuable aux différences de composition par âge des populations peut se justifier aisément. Nous savons en effet que la pyramide des âges d'une population est déterminée essentiellement par l'évolution passée de sa natalité et des migrations qui l'ont affectée, et non par celle de sa mortalité. Les différences de composition constatées entre populations représentent des facteurs de variation exogènes à la mortalité proprement dite. L'élaboration de taux comparatifs s'inscrit ainsi dans une recherche de descripteurs spécifiques des conditions de mortalité prévalant aux divers âges dans les populations comparées.

L'information fournie par ces taux comparatifs est cependant relative. La valeur des taux dépend en effet de la composition par âge de la population de référence choisie, et elle varie donc avec le choix de la population type. Néanmoins, en règle générale, l'ordre dans lequel seront classées les mortalités comparées sera sensiblement le même quelle que soit la population type retenue. Le taux comparatif est donc seulement un outil permettant de classer des niveaux de mortalité les uns par rapport aux autres.

#### Le taux comparatif comme indicateur de santé

En traitant du taux brut de mortalité générale (voir I-01), nous avons évoqué la possibilité d'attribuer une note de santé à chacune des personnes appartenant à la population à laquelle on s'intéresse. En désignant par  $m_x$  la moyenne des notes obtenues par les membres du groupe d'âge x, et par  $p_x$  la proportion de personnes appartenant à ce même groupe d'âge, la santé moyenne effective de l'ensemble de la population pourrait s'écrire:

$$\mathbf{M} = \sum_{\mathbf{x}} \mathbf{m}_{\mathbf{x}} \cdot \mathbf{p}_{\mathbf{x}}$$

TABLEAU 25. Taux brut et taux comparatif de mortalité générale, sexes réunis, Canada, 1921-1982

Année	Taux brut <sup>1</sup>	Taux compa- ratif <sup>2</sup>	Rapport	Année	Taux brut <sup>1</sup>	Taux compa- ratif <sup>2</sup>	Rapport
	(1)	(2)	(3) = (1)/(2)		(1)	(2)	(3) = (1)/(2)
	pour	r 1,000			pour	r 1,000	
1091	11.6	19.0	0.00	1051	0.0	0.0	1.00
1921	11.6	12.9	0.90	1951	9.0	9.0	1.00
1922	11.6	13.0	0.89	1952	8.7	8.8	0.99
1923	11.8	13.2	0.89	1953	8.6	8.6	1.00
1924	10.9	12.2	0.89	1954	8.2	8.2	1.00
1925	10.7	12.1	0.88	1955	8.2	8.2	1.00
1926	11.4	13.9	0.82	1956	8.2	8.2	1.00
1927	11.0	13.3	0.83	1957	8.2	8.3	0.99
1928	11.2	13.5	0.83	1958	7.9	8.0	0.99
1929	11.4	13.8	0.83	1959	8.0	8.0	1.00
1930	10.8	13.0	0.83	1960	7.8	7.8	1.00
1931	10.2	12.2	0.84	1961	7.7	7.6	1.01
1932	10.0	12.1	0.83	1962	7.7	7.6	1.01
1933	9.7	11.6	0.84	1963	7.8	7.6	1.03
1934	9.5	11.4	0.83	1964	7.6	7.3	1.04
1935	9.9	11.6	0.85	1965	7.6	7.3	1.04
1936	9.9	11.5	0.86	1966	7.5	7.2	1.04
1937	10.4	12.1	0.86	1967	7.4	7.1	1.04
1938	9.7	11.1	0.87	1968	7.4	7.1	1.04
1939	9.7	11.1	0.87	1969	7.4	7.0	1.06
1940	9.8	11.0	0.89	1970	7.3	6.9	1.06
1941	10.1	11.2	0.90	1971	7.3	6.7	1.09
1942	9.8	10.7	0.92	1972	7.4	6.8	1.09
1943	10.1	11.0	0.92	1973	7.4	6.8	1.09
1944	9.8	10.5	0.93	1974	7.4	6.8	1.09
1945	9.5	10.1	0.94	1975	7.3	6.5	1.12
1946	9.4	9.9	0.95	1976	7.3	6.4	1.14
1947	9.4	9.7	0.97	1977	7.2	6.3	1.14
1948	9.3	9.5	0.98	1978	7.2	6.2	1.16
1949	9.3	9.4	0.99	1979	7.1	5.9	1.20
1950	9.1	9.1	1.00	1980	7.2	5.8	1.24
				1981	7.0	5.6	1.25
				1982	7.1	5.5	1.29

Exclut le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest de 1921 à 1923 et Terre-Neuve de 1921 à 1948; inclut le Québec à partir de 1921.

de 1921.

Exclut le Québec de 1921 à 1925; Terre-Neuve avant 1949; le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest avant 1950.

Source: Les taux bruts de la période 1921-1949 sont tirés de Leacy, F.H., (Éd.), op. cit., (série B18). Tous les autres taux proviennent de Statistique Canada, La statistique de l'état civil, n° 84-206 au catalogue (1977) et n° 84-204 au catalogue (1978 à 1982).

Au cours du temps, cette santé moyenne effective varie sous l'effet de deux facteurs:

- la variation de la santé moyenne des divers groupes d'âge,
- la transformation de la composition par âge de la population.

L'action sanitaire peut infléchir la tendance suivie par le premier facteur, mais non celle suivie par le second. De ce fait, le planificateur a besoin d'un indicateur qui lui restitue l'évolution de la santé moyenne après neutralisation de l'effet parasite de la modification de la pyramide des âges.

Pour obtenir un indicateur de l'évolution de cette "santé moyenne intrinsèque", il pourrait songer à calculer annuellement la moyenne des quantités  $m_x$  en les pondérant toujours par les mêmes coefficients  $p_x$ . Il utiliserait alors une méthode de calcul tout à fait identique à celle employée dans l'élaboration des taux comparatifs de mortalité.

En fait, les quantités  $m_x$  sont généralement inconnues. Nous avons vu cependant qu'on pouvait raisonnablement les remplacer par les taux de mortalité aux mêmes âges afin d'obtenir un indicateur de substitution (voir I-01). En conséquence, le taux comparatif de mortalité générale peut être promu au rang d'indicateur du niveau relatif de la santé moyenne intrinsèque d'une population.

En s'appuyant sur cette interprétation, on se servira des taux comparatifs pour identifier rapidement les sous-populations dont l'état de santé pourrait éventuellement être amélioré par une surveillance sanitaire accrue ou mieux adaptée.

### III FICHE TECHNIQUE

### Calcul d'un taux comparatif

Illustrons le principe de calcul à l'aide d'un ensemble volontairement limité de données statistiques. Nous avons reporté au tableau 26 les taux de mortalité par âge au Canada en 1981 ainsi que les effectifs par âge de la population canadienne au recensement de 1956. En multipliant les effectifs de population par les taux de mortalité appropriés, nous obtenons à chaque âge un nombre de décès évidemment fictifs: ce sont les décès que l'on aurait enregistrés en 1956 si la population canadienne d'alors avait subi la mortalité observée 25 ans plus tard. Le rapport de la somme de ces décès fictifs à l'effectif total de la population fournit un taux comparatif dont nous devons préciser la signification.

Les données du tableau 26 sont suffisamment peu nombreuses pour que le lecteur puisse vérifier aisément que le taux comparatif obtenu n'est rien d'autre qu'une moyenne pondérée des taux de mortalité par âge de l'année 1981. Les opérations faites reviennent en effet à calculer une telle moyenne en attribuant à chaque taux spécifique un poids égal à l'importance relative du groupe d'âge correspondant dans la population canadienne de 1956. De ce fait, le taux comparatif obtenu fournit le nombre de décès pour 1,000 habitants que l'on aurait enregistré au Canada en 1981 si la composition par âge de la population avait été la même qu'en 1956.

Dans l'exemple que nous venons de présenter, nous n'avons retenu à des fins didactiques qu'une division de la population entre enfants, adultes et personnes âgées. Il est clair que dans la pratique statistique courante on s'efforce de retenir une répartition par âge plus fine, généralement une vingtaine de groupes d'âge différents. On peut également profiter de l'occasion pour éliminer l'effet de structures autres que la composition par âge en introduisant des variables supplémentaires, et notamment le sexe.

#### Choix de la population type

Le choix de la population type est généralement légitimé par l'habitude, la commodité ou le bon sens. Pour des comparaisons dans le temps, on se sert au Canada de la population de 1956, aux États-Unis de la population de 1940. Pour des comparaisons régionales, on retient volontiers la

TABLEAU 26. Calcul d'un taux comparatif (exemple simplifié), Canada, 1981

Groupe d'âge	Taux de mortalité en 1981 (pour 1,000)	Effectif de la population en 1956	Décès calculés	Taux comparatif (pour 1,000)
	(1)	(2)	(3) = (1)x(2)	(4) = (3)/(2)
0-14 ans	1.0	5,225,210	5,225	
15-64 "	3.1	9,611,643	29,796	
65 ans et plus	48.5	1,243,938	60,331	
Total		16,080,791	95,352	5.9

Source: Statistique Canada, Recensement du Canada de 1956, vol. I, tableau 21 et Statistique Canada, La statistique de l'état civil 1981, nº 84-204 au catalogue, tableau 18.

population nationale ainsi que cela a été fait dans une étude récente sur la géographie de la mortalité au Canada<sup>3</sup>. En d'autres circonstances - une comparaison entre plusieurs pays par exemple - le choix de la population type apparaîtra certainement plus arbitraire.

La question importante est évidemment de savoir si le classement des mortalités comparées diffère avec le choix de la population type. La réponse à cette question est sans nul doute positive. Ainsi, une étude de la mortalité des 50 états américains en 1968 a montré que 21 états étaient classés différemment selon que le choix de la population type se portait sur la population américaine de 1940 ou celle de 1970<sup>4</sup>. La même étude a montré cependant que la différence de classement n'était que d'un rang dans la majorité des cas. On peut en conclure que, en pratique, le classement de mortalités différentes à partir d'une série unique de taux comparatifs est généralement fiable pourvu que l'on n'attende pas de la méthode une discrimination correcte de mortalités par trop voisines.

Signalons pour terminer qu'une méthode statistique complexe - l'analyse en composantes principales - permet de sélectionner la population type optimale, c'est-à-dire celle qui assure la meilleure gradation possible des taux comparatifs<sup>5</sup>.

#### Le cas des petites populations

Les taux de mortalité par âge des petites populations sont entachés de fortes fluctuations aléatoires, et celles-ci ont un effet sensible sur la valeur des taux comparatifs. De ce fait, les écarts observés entre taux comparatifs ne sont pas toujours significatifs et, pour en décider, il est nécessaire de recourir aux indices élaborés à cette fin par les statisticiens<sup>6</sup>.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Canada. Santé et Bien-être social Canada et Statistique Canada, Répartition géographique de la mortalité au Canada, vol. 2, Approvisionnements et Services Canada, Hull, 1980, 123 p.

Metropolitan Life Insurance, "Standardized Mortality Rates", Statistical Bulletin, 62,2, 1981, pp. 5-14.

Duchêne, J. et Wunsch, G., Population-type optimale et composante principale (Document de travail nº 87),
 Département de démographie, Université catholique de Louvain, 1980, 8 p.
 W.H.O., Manual of Mortality Analysis (Reprint), Genève, W.H.O., 1980, 245 p.

## I-03: ESPÉRANCE DE VIE À LA NAISSANCE (DU MOMENT)

## I FICHE SIGNALÉTIQUE

### Définition

Durée moyenne de la vie dans l'hypothèse d'une stabilisation de la mortalité au niveau observé à chaque âge durant une année ou une période donnée.

## Fonction descriptive

Par l'artifice d'un calcul, les membres d'une génération sont soumis, leur vie durant, aux risques de décès calculés d'après les observations faites au cours de l'année ou de la période. La longévité moyenne des membres de cette génération fictive ne dépend que des conditions de mortalité observées. On obtient ainsi un descripteur très suggestif et spécifique de la mortalité prévalant tout au long du cycle de vie.

#### Indication recherchée

Il s'agit d'une indication sur le niveau de la santé moyenne intrinsèque de la population. On suppose alors que ce niveau est positivement corrélé à l'espérance de vie à la naissance.

#### II INTERPRÉTATION

### Le descripteur

La mortalité enregistrée durant une année ou une période peut être résumée autrement que par la fréquence annuelle des décès dans la population. Par l'artifice d'un calcul (voir fiche technique), on peut en effet savoir comment se réduirait d'âge en âge l'effectif d'une génération dont les membres seraient, par hypothèse, soumis leur vie durant aux risques de décès caractéristiques de la mortalité observée. On est ainsi en mesure de décrire la mortalité d'une époque au moyen de ses effets calculables sur le destin d'une génération évidemment fictive. Grâce à cela, nous disposons d'un ensemble de descripteurs particulièrement suggestifs et dont le plus connu est l'espérance de vie à la naissance.

Le destin de ces générations fictives est présenté dans des tables de mortalité que l'on dit "du moment" pour les distinguer des tables de mortalité des générations réelles. Au Canada, de telles tables sont régulièrement établies d'après la mortalité observée durant les périodes triennales centrées sur les années de recensement. Cette série de tables est cependant relativement courte puisque la plus ancienne couvre la période 1930-32. On peut néanmoins remonter davantage le cours du temps en empruntant à Bourbeau et Légaré (op. cit.) les tables qu'ils ont tout récemment proposées pour illustrer les niveaux probables de mortalité au début de chacune des décennies du siècle antérieur. C'est de cette masse d'informations disponibles sur la mortalité canadienne durant la période 1831-1981 que nous allons extraire les données utiles à une bonne interprétation de l'espérance de vie à la naissance et de son évolution dans le temps.

Le tableau 27 donne, pour un effectif de 1,000 à la naissance, le nombre de personnes de chaque sexe encore en vie à divers anniversaires dans les générations fictives respectivement soumises aux conditions de mortalité prévalant vers 1831, 1881, 1931 et 1981. En 150 ans, les chances d'atteindre le début de l'âge adulte (15 ans) sont passées de 66 à 98% pour les hommes et de 68 à 99% pour les femmes; celles d'atteindre le début de la vieillesse (65 ans) ont quant à elles augmenté de 27 à 75% pour les hommes et de 30 à 86% pour les femmes. C'est là une illustration frappante des conséquences de la baisse de la mortalité sur la vie des personnes: jadis privilège d'une minorité, la possibilité de parcourir l'ensemble des étapes d'une vie complète est désormais offerte au plus grand nombre.

TABLEAU 27. Tables de survie selon le sexe, Canada, 1831-1981

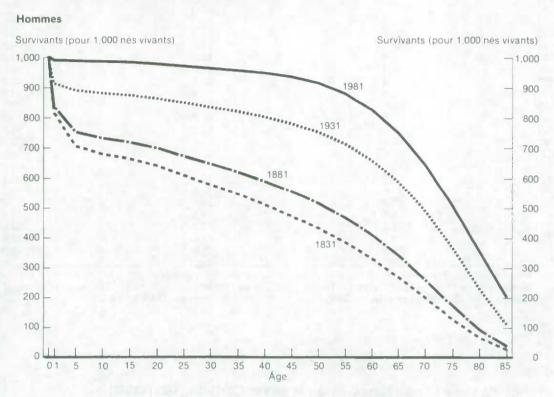
Anni-	Vers	s 1831	Vers	1881	1930	0-32	1980	)-82
versaire	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
0	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1	814	838	835	857	913	931	989	992
5	704	724	751	772	890	910	987	990
10	678	695	730	750	881	902	985	989
15	663	677	717	736	874	895	983	988
20	640	650	698	716	863	885	977	985
25	608	616	672	690	849	870	970	983
30	577	582	646	663	834	854	963	980
35	545	548	619	635	820	836	956	977
40	509	514	589	606	802	816	948	972
45	472	480	554	576	780	794	935	965
50	431	446	514	544	752	768	914	952
55	384	407	466	505	713	733	879	933
60	329	360	408	456	659	684	825	904
65	266	302	338	391	587	617	747	861
70	197	233	256	311	489	526	640	797
75	126	156	169	216	366	407	504	705
80	65	87	91	124	229	265	350	575
85	25	37	36	53	110	133	200	406

Source: Bourbeau, R. et Légaré, J., Évolution de la mortalité au Canada et au Québec, 1831-1931, Montréal, P.U.M., 1982, pp. 77 et 82; B.F.S., Tables de survie du Canada et de ses régions, 1941 et 1931, nº 84-515 au catalogue, Ottawa, 1947; et Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces, 1980-1982, nº 84-532 au catalogue, pp. 16-19.

La figure 14 rend bien compte de cette démocratisation de la vie. En partant de l'axe des ordonnées, on peut remarquer qu'une même probabilité de survie est attachée à un âge d'autant plus avancé que l'on progresse des plus anciennes conditions de mortalité aux plus récentes. Ainsi, la vie médiane, ou âge atteint par 50% des membres d'une génération, serait restée inférieure à 50 ans si la mortalité n'avait pas régressé depuis le milieu du siècle dernier, alors que le maintien des conditions de mortalité de 1981 la porterait à 75 ans chez les hommes et 82 ans chez les femmes.

Ce plus large accès à une vie complète s'est également traduit par une augmentation spectaculaire de l'espérance de vie à la naissance, c'est-à-dire de la durée moyenne de la vie dans des conditions données de mortalité. Le niveau de mortalité de la population canadienne vers 1831 ne permettait qu'une vie moyenne de 39 ans pour l'ensemble des personnes des deux sexes, alors que son niveau de 1981 rend possible une longévité moyenne de 75.3 ans (tableau 28). Comme le montre la figure 15, la période 1891-1951 a été l'âge d'or de cette véritable ascension de l'espérance de vie à la naissance.

Figure 14
Courbes de survie selon le sexe, Canada, 1831-1981



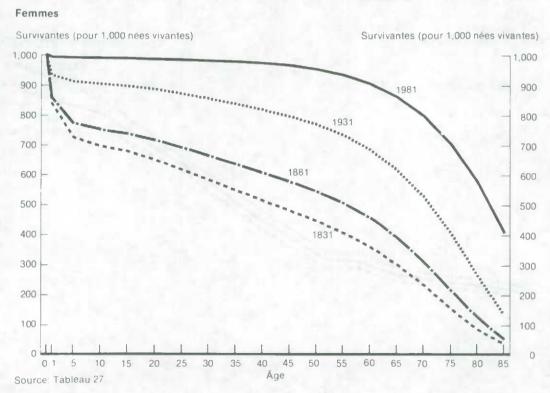
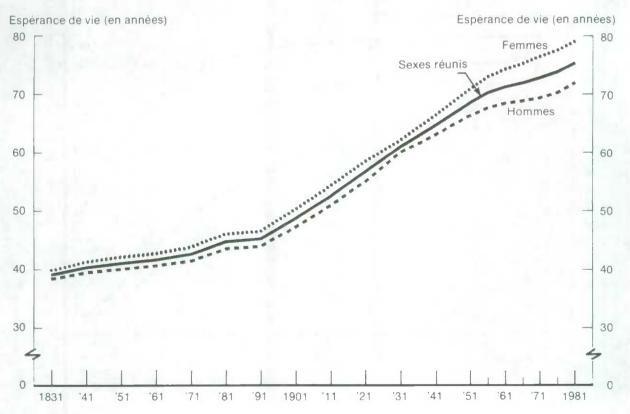


TABLEAU 28. Espérance de vie à la naissance selon le sexe, Canada, 1831-1981

Époque	Hommes	Femmes	Sexes reunis
		années	
Vers 1831	38.3	39.8	39.0
Vers 1841	39.4	41.3	40.3
Vers 1851	40.0	42.1	41.0
Vers 1861	40.6	42.7	41.6
Vers 1871	41.4	43.8	42.6
Vers 1881	43.5	46.0	44.7
Vers 1891	43.9	46.5	45.2
Vers 1901	47.2	50.2	48.7
Vers 1911	50.9	54.2	52.5
Vers 1921	55.0	58.4	56.7
1930-32	60.0	62.1	61.0
1940-42	63.0	66.3	64.6
1950-52	66.3	70.8	68.5
1955-57	67.6	72.9	70.2
1960-62	68.4	74.2	71.2
1965-67	68.8	75.2	71.9
1970-72	69.3	76.4	72.8
1975-77	70.2	77.5	73.8
1980-82	71.9	79.0	75.3

Source: Avant 1930-32: Bourbeau, R. et Légaré, J., op. cit., pp. 77-86; 1930-32 à 1975-77: Statistique Canada, La Statistique de l'état civil 1977, vol. III, Décès, nº 84-206 au catalogue, p. 2; 1980-82: Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces, 1980-82, nº 84-532 au catalogue, mai 1984, pp. 16 et 18.

Figure 15
Espérance de vie à la naissance selon le sexe, Canada, 1831-1981



Source: Tableau 28.

Pour saisir de façon plus tangible le rapport existant entre l'évolution de la mortalité et l'accroissement de l'espérance de vie à la naissance, on peut calculer les contributions à cet accroissement de la variation dans le temps du risque de décès aux divers âges. Ainsi qu'il est démontré dans la fiche technique, chaque contribution dépend:

- a) du signe et de la valeur absolue de la variation du risque de décès à l'âge considéré,
- b) de la proportion des membres de la génération fictive qui sont encore envie à cet âge et qui, de ce fait, seront les bénéficiaires ou les victimes de ce changement de mortalité,
- c) du nombre moyen d'années de vie gagnées par décès évité ou, le cas échéant, perdues par décès additionnel à l'âge considéré.

Les calculs nécessaires ont été faits pour la période couverte par les tables officielles disponibles à ce jour, soit 1931-1981. Les contributions obtenues figurent avec leur signe au tableau 29, leurs soldes en 50 ans étant seuls retenus dans la figure 16.

Ce qui frappe de prime abord dans ce bilan, c'est l'importante contribution de la réduction des risques de décès durant l'enfance. L'essentiel de cette contribution résulte d'ailleurs du déclin de la mortalité avant le premier anniversaire, et ceci s'explique aisément par le fait que les jeunes vies ainsi épargnées dans une génération ont été plus nombreuses qu'aux âges immédiatement supérieurs, et que le nombre moyen d'années de vie gagnées par décès évité est d'autant plus élevé que l'enfant est jeune. Cependant, l'abaissement continu du niveau de la mortalité infantile réduit constamment le nombre de décès qu'il serait possible d'éviter dans les 12 mois qui suivent la naissance, et donc également le gain de longévité moyenne que l'on peut en attendre. Déjà perceptible dans les données du tableau 29, cet amoindrissement du gain de longévité est destiné à se poursuivre dans le futur puisque l'élimination complète du risque de décès avant l'âge d'un an n'augmenterait l'espérance de vie à la naissance que de 0.79 an chez les garçons et de 0.67 an chez les filles. On peut en conclure que le recul de la mortalité durant l'enfance est une source d'accroissement de la longévité moyenne qui est en train de se tarir, comme en témoigne la figure 17.

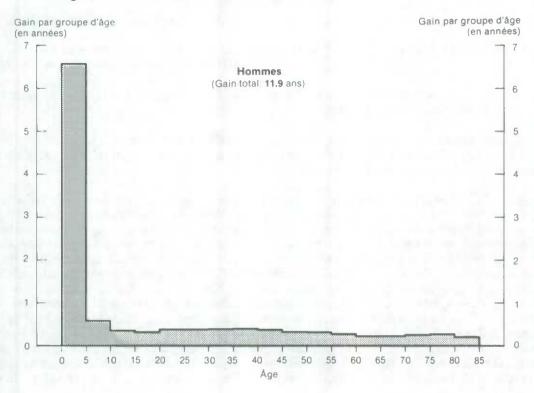
Le second fait saillant de ce bilan est l'inégalité qui existe entre les deux sexes dans l'importance des contributions obtenues à l'âge adulte et durant la vieillesse. Certes, cette inégalité existe aussi au cours de l'enfance, mais elle est alors plus modeste en valeur relative et se manifeste à l'avantage du sexe masculin. L'enfance achevée, ce sont au contraire les femmes qui bénéficient toujours des contributions les plus fortes, et ces contributions peuvent être de deux à quatre fois plus élevées que celles calculées pour les hommes. C'est donc dans le développement de la surmortalité masculine à l'âge adulte et durant la vieillesse qu'il faut rechercher les origines de l'élargissement de l'écart entre la longévité moyenne des hommes et celle des femmes.

Au terme de cette analyse succincte, nous pouvons mieux juger du bien-fondé du principal grief que l'on adresse à l'emploi de l'espérance de vie à la naissance comme descripteur de la mortalité, à savoir: sa trop grande sensibilité à l'évolution de la mortalité infantile. Le fait paraît incontestable si l'on se limite aux données sur l'espérance de vie masculine: près de la moitié de l'augmentation de celle-ci entre 1931 et 1981 est en effet attribuable à la réduction du nombre de décès d'enfants de moins d'un an. Il est déjà moins probant si l'on considère l'espérance de vie féminine puisque la même réduction, tout en produisant un gain de longévité comparable en valeur absolue, n'est responsable que du quart de l'augmentation totale enregistrée durant la même période. Enfin, il ne saurait être invoqué pour expliquer l'élargissement de l'écart entre la longévité moyenne des hommes et celle des femmes. S'il est donc vrai que l'espérance de vie à la naissance est sensible à l'évolution de la mortalité infantile, elle est loin d'en être néanmoins un descripteur spécifique. C'est dire que le grief évoqué plus haut concerne moins l'instrument de mesure que le phénomène mesuré. Que survienne demain une diminution substantielle des risques de décès à l'âge adulte ou durant la vieillesse, et l'espérance de vie en rendra compte par son évolution; et ceci avec d'autant plus de fidélité que les gains de longévité encore possibles par réduction de la mortalité infantile sont nécessairement très limités.

Un calcul analogue fait à l'aide de la table de 1930-32 aurait donné un gain de 5.69 ans chez les garçons et de 4.61 ans chez les filles.

Figure 16

Gains en espérance de vie à la naissance entraînés par la baisse de la mortalité à divers âges, selon le sexe, Canada, 1931-1981



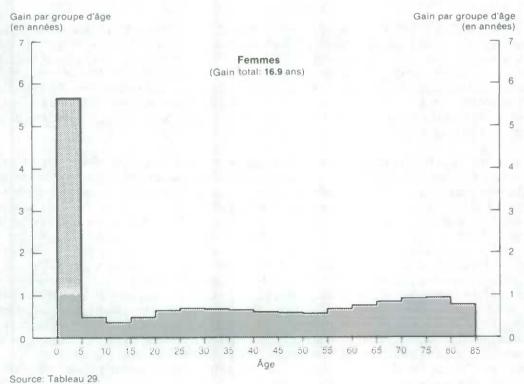
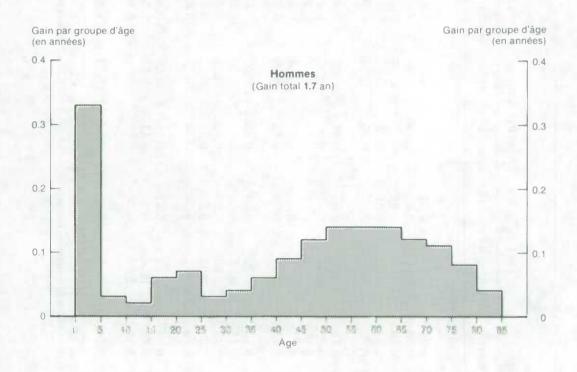
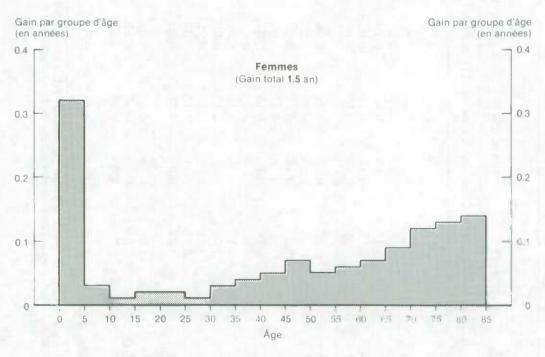


Figure 17

Gains en espérance de vie à la naissance entraînés par la baisse de la mortalité à divers âges, selon le sexe, Canada, 1976-1981





Source: Calculé d'après Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces, nº 84-532 au catalogue (1975-1977 et 1980-1982).

TABLEAU 29. Gains en espérance de vie à la naissance entraînés par la baisse de la mortalité à divers âges, selon le sexe, Canada, 1931-1981

						Pé	riodes					
Intervalle	193	1-1941	1941	-1951	1951	l-1961	196	1-1971	1971	-1981	193	1-1981
d'âge	Hommes	Femmes										
	144					en aı	nées					
0- 1 an	1.60	1.33	1.27	1.05	0.89	0.75	0.74	0.63	0.66	0.55	5.16	4.31
1- 5 ans	0.51	0.51	0.54	0.49	0.20	0.19	0.07	0.06	0.09	0.09	1.41	1.34
5-10 "	0.17	0.16	0.19	0.17	0.10	0.08	0.04	0.02	0.07	0.04	0.57	0.47
10-15 "	0.09	0.15	0.12	0.11	0.06	0.07	0.02	- 0.01	0.05	0.03	0.34	0.35
15-20 "	0.12	0.21	0.14	0.18	0.06	0.08	- 0.07	- 0.02	0.05	0.03	0.30	0.48
20-25 "	0.16	0.27	0.17	0.24	0.04	0.11	- 0.05	- 0.01	0.06	0.03	0.38	0.64
25-30 "	0.15	0.28	0.15	0.28	0.07	0.09	- 0.01	0.01	0.02	0.03	0.38	0.69
30-35 "	0.13	0.24	0.13	0.26	0.08	0.10	- 0.01	0.01	0.06	0.05	0.39	0.66
35-40 "	0.12	0.20	0.15	0.23	0.05	0.13	0.01	0.00	0.07	0.08	0.40	0.64
40-45 "	0.06	0.16	0.12	0.18	0.07	0.15	- 0.01	0.01	0.12	0.09	0.36	0.59
45-50 "	0.03	0.13	0.06	0.15	0.07	0.17	0.02	0.04	0.13	0.08	0.31	0.57
50-55 "	0.00	0.09	0.02	0.17	0.09	0.15	0.01	0.04	0.18	0.10	0.30	0.55
55-60 "	- 0.02	0.11	- 0.01	0.19	0.05	0.17	0.06	0.08	0.18	0.12	0.26	0.67
60-65 "	- 0.06	0.11	- 0.01	0.16	0.04	0.20	0.04	0.15	0.20	0.13	0.21	0.75
65-70 "	- 0.04	0.07	0.07	0.21	0.00	0.19	0.00	0.20	0.19	0.17	0.22	0.84
70-75 "	- 0.03	0.08	0.09	0.17	0.01	0.24	0.02	0.21	0.16	0.22	0.25	0.92
75-80 "	- 0.02	0.06	0.09	0.16	0.05	0.22	0.04	0.25	0.11	0.25	0.27	0.94
80-85 "	- 0.01	0.04	0.05	0.09	0.06	0.15	0.04	0.24	0.05	0.24	0.19	0.76
Tous âge	s 2.96	4.20	3.37	4.53	2.02	3.34	0.99	2.19	2.54	2.62	11.88	16.88

Source: Nguyen, V.C., La longévité moyenne des hommes et des femmes au Canada de 1931 à 1976, Mémoire de maîtrise ès sciences, Département de démographie, Université de Montréal, décembre 1980; et calculs d'après Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces, n° 84-532 au catalogue (1975-1977 et 1980-1982).

#### L'indicateur

Offrir à un nombre croissant de personnes la possibilité de parcourir l'ensemble des étapes d'une vie complète est une préoccupation sociale qui fait l'unanimité depuis plusieurs décennies. Certains textes récents prônant l'abandon d'une politique d'allongement de la vie humaine pourraient laisser croire que ce n'est plus aujourd'hui le cas. En fait, ce qui est ainsi remis en cause, c'est l'obligation faite aux médecins de lutter contre la mort même dans les cas où la survie se déroulerait dans des conditions jugées humainement inacceptables. Par contre, personne ne conteste qu'il soit encore nécessaire de lutter contre les causes de mort prématurée, ni qu'il faille réduire l'inégalité sociale devant la mort en assurant à tous les meilleures chances de survie. Il est clair que ces deux objectifs spécifiques relèvent de la préoccupation sociale que nous énoncions plus haut, et celle-ci demeure donc d'actualité.

L'espérance de vie à la naissance rend bien compte du niveau de satisfaction de cette préoccupation sociale. En effet, sa valeur ne dépend que de l'ensemble des probabilités de survie de la naissance aux divers âges, et l'augmentation de cette valeur au cours du temps a résulté pour l'essentiel de la réduction des risques de décès durant l'enfance et l'âge adulte. L'indication fournie est **prospective** en ce sens que la longévité moyenne calculée n'est pas encore acquise au moment de l'observation, mais le sera seulement à long terme si la mortalité se maintient au niveau observé.

La question importante pour notre propos est évidemment de savoir si une augmentation de l'espérance de vie à la naissance reflète une amélioration de la santé de la population. Si on fait le bilan de la tendance séculaire, la réponse est certainement affirmative puisque, de nos jours, "l'espérance de vie en bonne santé" s'avère supérieure à la longévité moyenne permise par les conditions de mortalité d'il y a quelques décennies (voir I-04). Mais, peut-on dire pour autant que la réponse serait encore positive au vu de bilans obtenus pour des périodes récentes de moindre étendue?

À l'époque où elle progressait encore rapidement dans tous les pays développés, l'espérance de vie à la naissance était unanimement considérée comme un bon indicateur du niveau de santé. Il était clair en effet que le reflux des maladies transmissibles, jusqu'alors prédominantes, s'accompagnait à la fois d'une amélioration de la santé et d'un déclin de la mortalité des enfants et des jeunes adultes. De plus, comme tous ces progrès étaient généreusement attribués à une meilleure protection sanitaire de la population et à l'efficacité croissante des soins préventifs et curatifs, l'évolution de l'espérance de vie à la naissance permettait d'évaluer la pertinence des décisions prises dans le domaine de la santé.

Dans un tel contexte, le ralentissement de plus en plus net de la progression de la longévité moyenne à partir du début des années cinquante ne pouvait que jeter le désarroi<sup>8</sup>. Ce ralentissement fut interprété, à l'époque, comme le prélude à une prochaîne et inéluctable stabilisation de la longévité moyenne. Selon ce schéma, d'éventuelles améliorations de la santé des populations développées ne se traduiraient plus à l'avenir par des gains de leur longévité moyenne. Aux approches de cette situation limite, l'espérance de vie à la naissance perdait progressivement de sa sensibilité et devenait impropre à jouer le rôle d'indicateur de santé.

C'est alors que, contrairement à toute attente, l'espérance de vie à la naissance s'est remise à augmenter fortement aux États-Unis. Le gain pour les deux sexes a été de 4.3 ans entre 1968 et 1982 alors qu'il n'avait atteint que 0.6 an entre 1954 et 1968 (tableau 30). Ce renversement de tendance inattendu a nécessairement conduit à une nouvelle interprétation du ralentissement de la progression de l'indicateur au cours de la période précédente.

<sup>8</sup> Il importe toutefois de noter que, contrairement à ce qu'on serait tenté d'en conclure, la diminution des gains de vie moyenne ne signifie pas, en soi, la fin des progrès de la lutte contre la mortalité. Le maintien d'une progression constante de l'espérance de vie à la naissance requiert en effet, non pas la constance du déclin de la mortalité, mais bien son accélération.

TABLEAU 30. Évolution de l'espérance de vie selon le sexe, États-Unis, 1946-1982

Année	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexes réunis
	11-1-21 1	années	
1946	64.4	69.4	66.7
1947	64.4	69.7	66.8
1948	64.6	69.9	67.2
1949	65.2	70.7	68.0
1950	65.6	71.1	68.2
1951	65.6	71.4	68.4
1952	65.8	71.6	68.6
1953	66.0	72.0	68.8
1954	66.7	72.8	69.6
1955	66.7	72.8	69.6
1956	66.7	72.9	69.7
1957	66.4	72.7	69.5
1958	66.6	72.9	69.6
1959	66.8	73.2	69.9
1960	66.6	73.1	69.7
1961	67.1	73.6	70.2
1962	66.9	73.5	70.1
1963	66.6	73.4	69.9
1964	66.8	73.7	70.2
1965	66.8	73.8	70.2
1966	66.7	73.9	70.2
1967	67.0	74.3	70.5
1968	66.6	74.1	70.2
1969	66.8	74.4	70.5
1970	67.1	74.7	70.8
1971	67.4	75.0	71.1
1972	67.4	75.1	71.2
1973	67.6	75.3	71.4
1974	68.2	75.9	72.0
1975	68.8	76.6	72.6
1976	69.1	76.8	72.9
1977	69.5	77.2	73.3
1978	69.6	77.3	73.5
1979	70.0	77.8	73.9
1980	70.0	77.5	73.7
1981 <sup>1</sup>	70.3	77.9	74.1
1982 <sup>1</sup>	70.8	78.2	74.5

Données provisoires.

Source: 1946-1980: United States. National Center for Health Statistics. Vital Statistics of the United States, 1980, Vol. II, Sec. 6, Life Tables. D.H.H.S. Pub. No. (PHS) 84-1104. Public Health Service, Washington. D.C., U.S. Government Printing Office, 1984, tableau 6-5, p. 16; 1981-1982: United States. National Center for Health Statistics. Health United States 1983, D.H.H.S. Pub. No. (PHS) 84-1232. Public Health Service. Washington, D.C., U.S. Government Printing Office, décembre 1983, tableau 10, p. 99.

Ce ralentissement apparaît maintenant comme le fidèle reflet d'une difficulté temporairement croissante à améliorer la santé de la population, en particulier celle des adultes et des personnes âgées.

Cette difficulté provenait principalement du manque apparent de moyens de contrôle de l'augmentation incessante de la morbidité et de la mortalité attribuables à de nombreuses maladies chroniques très invalidantes et fortement létales. On ignorait pourquoi ces maladies devenaient si

fréquentes, et comment les traiter plus efficacement. Les recherches entreprises dans ces deux directions n'ont pas été vaines si l'on en croit l'expérience américaine. Dès le milieu des années soixante, les responsables de la santé publique aux États-Unis ont incité la population à limiter son exposition aux premiers facteurs de risque identifiés: consommation de cigarettes, de graisses animales, sédentarité, etc... Il en est résulté une transformation de plus en plus profonde du mode de vie des Américains<sup>9</sup>. Compte tenu des connaissances épidémiologiques déjà acquises, il serait fort étonnant que pareille transformation soit demeurée sans effet bénéfique sur la santé de la population. Sans exclure la contribution probable d'incontestables progrès thérapeutiques, on lui accorde donc généralement une grande part de responsabilité dans la baisse de mortalité apparue à sa suite. Selon toute vraisemblance, la progression récente de l'espérance de vie à la naissance témoignerait ainsi de l'apparition de nouvelles possibilités d'amélioration de la santé de la population par une limitation de l'exposition des personnes aux facteurs de risque des maladies de l'âge adulte et de la vieillesse.

Comme par le passé, l'espérance de vie à la naissance demeure donc un bon indicateur du niveau de santé d'une population. Il s'agit bien sûr de santé moyenne intrinsèque puisque l'effet d'une modification de la composition par âge de la population n'est pas pris en compte.

### III FICHE TECHNIQUE

## Taux et quotients de mortalité selon l'âge

Le profil de la mortalité selon l'âge au cours d'une année civile donnée peut être illustré par une suite de taux ou une suite de quotients. Par définition, le taux de mortalité à l'âge individuel x est le rapport du nombre  $D_x$  de décès enregistrés à cet âge à l'effectif  $P_x$  de la classe annuelle d'âge x au milieu de l'année:

$$M_x = D_x/P_x$$

En gonflant le dénominateur du taux d'une quantité égale à la moitié des décès, on obtient le quotient annuel de mortalité à l'âge x:

$$Q_x = D_x/(P_x + \frac{1}{2}D_x)$$

Les données statistiques disponibles au Canada permettent de calculer ces deux indices à condition de substituer aux nombres  $P_x$  les effectifs correspondants tirés des estimations de la population au  $1^{er}$  juin.

À la différence du taux, le quotient est une estimation du risque de décès entre les anniversaires x et x + 1 pour les personnes encore en vie au premier de ces deux anniversaires. Pour le comprendre aisément, il faut cependant se placer dans le cadre d'une histoire de génération.

À titre d'exemple, supposons connues les informations suivantes sur les femmes nées en 1950:

- le nombre de femmes présentes au pays au moment de leur 30e anniversaire (V) et le même effectif à la date du 1er janvier 1981 (P),
- le nombre de femmes qui, entre leur 30e et leur 31e anniversaire, sont décédées au pays (D), parties à l'étranger (E) ou arrivées de l'étranger (I).

En appliquant à l'effectif V un risque moyen Q de décèder au cours des 12 mois qui suivent le 30e anniversaire, on peut évaluer à VQ le nombre de décès attendus avant l'anniversaire suivant. Ces décès attendus ne sont pas en nombre égal aux décès observés dans le pays à cause des migrations.

Walker, W.J., "Changing United States Life-Style and Declining Vascular Mortality: Cause or Coincidence?", The New England Journal of Medicine, vol. 297, 3, 21 juillet 1977, pp. 163-165. Voir aussi Rowland, M. et Kleinman, J., "Changes in Heart Disease Risk Factors" dans United States. NCHS, Health United States 1983, Washington, D.C., U.S. Government Printing Office, décembre 1983, pp. 13-17.

Si on suppose que les départs et les arrivées se produisent en moyenne au milieu de l'intervalle d'âge considéré, on peut estimer que  $\frac{1}{2}EQ$  décès ne pourront être enregistrés au pays du fait de l'émigration, mais que l'immigration fournira  $\frac{1}{2}IQ$  décès additionnels. La relation entre décès observés et décès attendus s'écrira ainsi:

$$D = VQ - \frac{1}{2}EQ + \frac{1}{2}IQ$$

Pour calculer la valeur du risque Q, il suffit alors de diviser le nombre de décès observés par l'effectif V diminué de la moitié des départs et augmenté de la moitié des arrivées. Si tous les événements (décès, départs, arrivées) se répartissent également entre l'année 1980 et l'année 1981, le dénominateur de ce risque est égal à l'effectif P augmenté de la moitié des décès puisque nous avons alors:

$$P = V - \frac{1}{2}D - \frac{1}{2}E + \frac{1}{2}I$$

Ainsi, le risque Q s'obtient en posant:

$$Q = D/(P + \frac{1}{2}D)$$

Comme, au 1er janvier 1981, les femmes nées en 1950 ont toutes un âge compris entre 30 et 31 ans exactement, P est l'effectif de la génération à la date où elle forme la classe d'âge "30 ans (révolus)". Autrement dit, dans une génération, le risque de décès dans les 12 mois qui suivent un anniversaire x pourra être calculé en rapportant les décès observés avant l'anniversaire suivant à la somme de la moitié de ces décès et de l'effectif de la génération au moment où elle forme la classe d'âge x.

L'utilisation de la même formule pour le calcul des quotients de mortalité au cours d'une année civile donnée repose simplement sur l'assimilation des décès observés à l'âge x aux décès que l'on pourrait dénombrer au même âge dans la cohorte formant la classe d'âge x au milieu de l'année. Aux très jeunes âges, cette formule doit être amendée pour tenir compte de la dissymétrie de la distribution des décès entre deux anniversaires successifs.

#### La table de mortalité du moment

Grâce aux quotients de mortalité par âge, les conditions de mortalité prévalant une année donnée, ou une période donnée, se trouvent illustrées par une suite de risques de décès entre anniversaires successifs. Il est alors possible de simuler l'histoire d'une génération dont les membres seraient, par hypothèse, soumis leur vie durant à ces mêmes risques de décès. Les conditions de mortalité vont ainsi être appréciées au moyen de leurs conséquences sur le destin d'une génération fictive, et non plus en termes de nombre annuel de décès dans une population.

Le calcul se fait par bond d'un an en progressant de la naissance jusqu'à l'âge limite, c'est-àdire jusqu'à extinction complète de la génération. À l'aide du tableau 31, le lecteur vérifiera aisément que ce calcul progressif débute comme suit:

$$\begin{array}{lll} D_0 &= S_0 &: Q_0 \\ S_1 &= S_0 - D_0 \\ D_1 &= S_1 &: Q_1 \\ S_2 &= S_1 - D_1 \end{array}$$

De toute évidence, une fois fixé arbitrairement l'effectif initial de la génération, les décès et survivants de la table sont déterminés uniquement par la suite des quotients de mortalité selon l'âge.

### Années vécues et espérances de vie

La connaissance des décès et des survivants de la table permet de calculer le nombre d'années vécues par les membres de la génération fictive. Entre les anniversaires x et x+1, ce nombre est égal à:

$$A_x = S_{x+1} + f. D_x$$

En effet, les survivants à l'anniversaire x + 1 vivent nécessairement une année complète dans cet intervalle d'âge, tandis que les décédés n'en vivent en moyenne qu'une certaine fraction f. Cette fraction f est très voisine de 0.5 sauf aux grands âges et dans la première année de la vie.

TABLEAU 31. Séquences du calcul d'une table de mortalité, sexe féminin, Canada, 1940-42

Anniver- saire x	Quotient Q <sub>x</sub>	Survivants S <sub>x</sub>	Décès D <sub>x</sub>	Fraction f <sub>x</sub>	Années vécues A <sub>x</sub>	Années vécues cumulées T <sub>x</sub>	Espérance de vie e <sub>x</sub>
0	0.04931	100,000	4,931	0.212	96,113	6,629,807	66.30
1	0.00634	95,069	603	0.500	94,768	6,533,694	$68.73 = 7 \times / \le$
2	0.00326	94,466	308	0.500	94,312	6,438,926	68.16
3	0.00262	94,158	247	0.500	94,034	6,344,614	67.38
4	0.00194	93,911	182	0.500	93,820	6,250,580	66.56

Source: B.F.S., Tables de survie du Canada et de ses régions, 1941 et 1931, nº 84-515 au catalogue, Ottawa, 1947, p. 9

Une fois calculés les nombres d'années vécues dans les divers intervalles d'âge, on procède à leur cumul en remontant de l'âge limite vers la naissance. On obtient ainsi les sommes  $T_x$  des années vécues au-delà des divers anniversaires x.

Comme les années vécues au-delà de l'anniversaire x ne peuvent l'être que par les survivants à cet anniversaire, on divise ensuite les sommes  $T_x$  par les survivants  $S_x$ . On obtient ainsi le nombre moyen d'années restant encore à vivre par les survivants à l'anniversaire x, c'est-à-dire l'espérance de vie à l'âge exact x.

L'espérance de vie à la naissance revêt évidemment un intérêt particulier du fait qu'elle fournit la durée moyenne de vie permise par les conditions de mortalité observées. Elle permet de savoir, à tout moment, quelle serait la longévité moyenne des générations à venir si ces conditions de mortalité demeuraient immuables dans le temps.

#### Facteurs d'évolution de l'espérance de vie à la naissance

Toute variation des quotients de mortalité dans le temps entraîne nécessairement une modification de la suite des décès et de la suite des survivants de la table, et donc des quantités qui en dérivent: années vécues et espérances de vie. Nous nous proposons d'examiner ici quel est l'effet d'une variation de la mortalité à un âge donné sur l'évolution de l'espérance de vie à la naissance, et ceci en suivant une méthode décrite par Calot et Léry<sup>10,11</sup>.

Dans un premier temps, considérons deux suites de quotients de mortalité qui ne diffèrent que par la valeur observée à l'âge a:  $Q_a$  dans un cas, et  $Q'_a$  dans l'autre. Les deux tables construites à partir de ces deux suites auront nécessairement en commun un même effectif de  $S_a$  survivants à l'anniversaire a, et une même espérance de vie  $e_{a+1}$  à l'anniversaire a+1. Par contre, le nombre de décès à l'âge a sera de  $S_aQ_a$  dans une table, et de  $S_aQ'_a$  dans l'autre. Cette différence de  $S_a(Q_a-Q'_a)$  dans le nombre de décès à l'âge a, va entraîner une différence dans le total des années vécues audelà de a, différence que l'on peut évaluer à:

$$S_a(Q_a - Q'_a)(0.5 + e_{a+1})$$

En effet, par décès retranché (ou ajouté), on gagne (ou on perd) une demi-année de vie avant l'anniversaire a+1, et e<sub>a+1</sub> années au-delà de cet anniversaire.

Calot, G. et Léry, A., "La baisse de la mortalité se ralentit depuis 10 ans", Économie et statistique, nº 39, novembre 1972, pp. 3-16.

Récemment, une méthode fondée sur le même principe, mais plus détaillée, a été proposée par Arriaga, E., "Measuring and Explaining the Change of Life Expectancies", **Demography**, vol. 21, 1, février 1984, pp. 83-96.

Supposons maintenant que nos deux suites de quotients diffèrent également par les valeurs obtenues aux âges inférieurs à a. L'effectif des survivants à l'anniversaire a n'est plus alors le même dans les deux tables: toujours égal à Sa dans l'une d'elles, il est maintenant égal à Sa dans l'autre. Il en résulte inévitablement un effet additionnel de l'écart de mortalité à l'âge a. Cet effet additionnel est de (S'a-Sa) (Qa-Q'a) en ce qui concerne la différence entre décès à l'âge a, et donc de...

$$(S'_a-S_a)(Q_a-Q'_a)(0.5 + e_{a+1})$$

... en ce qui concerne la différence entre années vécues. Dans une situation de ce genre, la contribution totale de l'écart  $(Q_a-Q'_a)$  à la différence dans la somme des années vécues est ainsi de:

$$S'_a(Q_a-Q'_a)(0.5 + e_{a+1})$$

Il suffit alors de diviser cette quantité par So pour obtenir la contribution du même écart à la différence entre les espérances de vie à la naissance 12.

Nous disposons ainsi d'une formule de calcul de l'effet d'une variation de la mortalité à un âge quelconque a sur l'évolution de l'espérance de vie entre deux époques t et t', t' étant supposée ici postérieure à t. Cet effet dépend des éléments suivants:

- 1. du signe et de la valeur absolue de la modification du risque de décès en cours de période  $(Q_a - Q'_a)$ ,
- 2. de la proportion de personnes exposées à ce changement de mortalité dans la table dressée en fin de période (S'a/So),
- 3. du nombre moyen d'années de vie gagnées ou perdues par décès ainsi évité ou surajouté en supposant constante la mortalité aux âges plus avancés (0.5 + ea+1).

Pour cerner de plus près la contribution propre de la variation de la mortalité à l'âge a, il est préférable de mener les calculs par période de faible étendue afin de minimiser la quantité (S'a-Sa) responsable de l'effet additionnel.

#### Vue d'ensemble

Dans les pays développés, les statistiques nécessaires à l'élaboration de tables de mortalité sont régulièrement publiées à l'échelon national, et assez souvent disponibles à l'échelon régional. Ces statistiques sont d'ordinaire de bonne qualité. Cependant, lorsque la population n'atteint pas le million d'habitants, les taux ou quotients de mortalité par âge peuvent être entachés de fortes fluctuations aléatoires. On cherche alors à limiter l'effet de ces fluctuations en regroupant les données de plusieurs années d'observation, en travaillant par intervalles quinquennaux d'âge et en régularisant le profil de la mortalité selon l'âge à l'aide de procédés graphiques ou statistiques<sup>13</sup>. Si le chemin qui mène à l'estimation des risques de décès est alors plus long que celui que nous avons emprunté, le calcul de la table à partir de ces risques se fait néanmoins selon la séquence que nous avons décrite.

L'examen de cette séquence de calcul montre clairement que l'espérance de vie à la naissance est un descripteur spécifique du niveau de la mortalité aux différents âges. Sa sensibilité à une variation de ce niveau à un âge donné ne dépend pas seulement du nombre de décès ainsi retardés ou avancés, elle dépend aussi du nombre moyen d'années de vie gagnées ou perdues par décès retranché ou ajouté.

Voir par exemple: Zayachkowski, W., Preparation of Complete Life Tables, (Rapport technique nº 4 de la Division de

la santé et du bien-être), B.F.S., Ottawa.

Signalons qu'une méthode reposant sur le même principe et proposée par R. Pressat, permet d'évaluer la contribution de chaque âge à la différence totale de vie moyenne entre hommes et femmes. Voir Pressat, R., "Perspectives de réduction de la surmortalité masculine dans les pays ayant une faible mortalité". Meeting on sex differentials in mortality: trends, determinants and consequences, Canberra, The Australian National University, 1-7 décembre 1981, 19 p., non publié.

## I-04: ESPÉRANCE DE VIE EN BONNE SANTÉ

## I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Durée moyenne de la vie en bonne santé dans l'hypothèse d'une stabilisation des niveaux de santé et de mortalité observés aux différents âges durant une année ou une période donnée.

### Fonction descriptive

Du total des années vécues par les membres d'une génération fictive soumise aux conditions de mortalité observées, on soustrait les années passées dans des états de mauvaise santé. L'espérance de vie à la naissance se trouve ainsi corrigée du nombre moyen d'années vécues sous l'emprise de la maladie et de ses conséquences.

#### Indication recherchée

Il s'agit d'une indication sur le niveau de la santé positive moyenne de la population.

#### II INTERPRÉTATION

### Bonne santé et incapacité

La "bonne santé" est une notion à laquelle nous nous référons souvent dans la vie courante. Nous disons qu'une personne est en bonne santé lorsqu'elle nous semble bénéficier de façon durable d'un certain niveau de bien-être, de vitalité et de résistance à la maladie. Comme il s'agit d'un état éminemment souhaitable, l'espérance de vie en bonne santé apparaît d'emblée comme un indicateur particulièrement attrayant et suggestif.

Pour juger de la bonne santé des personnes, deux méthodes d'évaluation sont utilisables. La première consiste à leur faire subir un certain nombre d'examens cliniques, de tests psychologiques et d'épreuves physiques. La seconde méthode, moins directe et moins onéreuse, consiste à leur demander si, du fait de leur état de santé, elles éprouvent certaines difficultés à exercer normalement leurs activités quotidiennes. C'est cette seconde méthode qui est utilisée dans la plupart des enquêtes sur des populations nombreuses.

Dans de telles enquêtes, on attend d'une personne en bonne santé qu'elle ne dépende pas d'autrui dans l'accomplissement des actes élémentaires de l'existence (marcher, se laver, s'habiller, etc...), et qu'elle soit en mesure de participer à la vie économique et sociale sans souffrir de limitation dans son activité principale (fréquentation scolaire, travail, tâches ménagères) ou ses autres activités habituelles (faire des achats, pratiquer un sport, aller à l'église, etc...). C'est donc l'absence d'incapacité qui sert alors de révélateur à la bonne santé.

Il en résulte que l'on entend généralement par "espérance de vie en bonne santé" l'espérance de vie sans incapacité. Celle-ci est obtenue en soustrayant les années vécues en état d'incapacité de l'ensemble des années vécues par les membres d'une génération fictive (voir fiche technique). Comme les années vécues en état d'incapacité ne sont pas nécessairement groupées à la fin de l'existence, l'espérance de vie en bonne santé ne saurait être purement et simplement interprétée comme l'âge que l'on peut espérer atteindre sans avoir jamais souffert d'incapacité.

#### L'espérance de vie en bonne santé au Canada

Une enquête effectuée en 1978-79 sur la santé des Canadiens a permis de mesurer la prévalence de l'incapacité au sein de la population vivant en dehors des institutions<sup>14</sup>. En complétant les données de cette enquête par des informations sur les séjours de longue durée pour

Canada. Santé et Bien-être social Canada et Statistique Canada, La santé des Canadiens: Rapport de l'Enquête Santé Canada, Approvisionnements et Services Canada, Ottawa, 1981, 243 p.

raisons de santé dans les hôpitaux et diverses institutions spécialisées, Wilkins et Adams sont parvenus à estimer la prévalence de l'incapacité au sein de l'ensemble de la population<sup>15</sup>. Ils en ont déduit une espérance de vie sans incapacité pour le Canada et ses principales régions (tableau 32).

On voit ainsi que la stabilisation de l'incapacité et de la mortalité aux niveaux observés en 1978 conduirait à une espérance de vie en bonne santé de l'ordre de 63 ans pour les Canadiennes, et de 59 ans pour les Canadiens. Dans les mêmes conditions, le nombre moyen d'années vécues en mauvaise santé serait d'une quinzaine pour les femmes, et d'une douzaine pour les hommes. En moyenne, le Canadien serait ainsi en mauvaise santé une année sur six, la Canadienne une année sur cinq.

TABLEAU 32. Espérance de vie, espérance de vie sans incapacité et espérance de vie pondérée par la qualité, Canada, 1978

Desir	Espéranc (e		Espéranc sans inc		Espérance de vie pondérée par la qualité		
Régions	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	
Provinces de l'Atlantique	70.5	78.3	56.7	61.8	64.4	71.2	
Québec	69.7	77.6	60.4	63.1	65.5	71.5	
Ontario	71.2	78.4	59.5	63.7	66.1	72.1	
Provinces des Prairies	71.5	78.9	59.4	63.0	66.3	72.1	
Colombie- Britannique	71.5	78.9	57.4	59.8	65.5	70.9	
Canada	70.8	78.3	59.2	62.8	65.8	71.7	

Source: Tableau 3, dans Wilkins, R. et Adams, O.B., op. cit., p. 1078.

Bien sûr, dans l'état actuel des recherches, ces valeurs ne doivent pas être considérées comme des mesures indiscutables de la prévalence de la bonne ou de la mauvaise santé. D'une part, l'utilisation de la restriction des activités habituelles comme critère de l'incapacité dans l'enquête canadienne favorise sans doute l'intrusion de facteurs exogènes à l'état de santé dans l'appréciation du phénomène (voir fiche technique), ce qui ne serait pas nécessairement le cas avec des critères tels que la restriction de mobilité ou la dépendance d'autrui dans l'accomplissement des actes élémentaires de la vie quotidienne<sup>16</sup>. D'autre part, la prise en compte d'un certain nombre d'incapacités de courte durée, et donc peu significatives de l'état de santé habituel des personnes, n'est probablement pas aussi légitime dans le calcul d'une espérance de vie en bonne santé que dans celui d'une espérance de vie sans incapacité. Néanmoins, il s'agit là d'indications précieuses.

#### Espérance de vie et espérance de vie en bonne santé

L'examen des résultats de Wilkins et Adams permet de dégager trois faits dignes d'intérêt:

1. l'espérance de vie en bonne santé a atteint en 1978 une valeur sensiblement égale à la durée moyenne de la vie dans les conditions de mortalité prévalant au Canada vers 1931,

Wilkins, R. et Adams, O.B., "Health Expectancy in Canada, Late 1970s: Demographic, Regional and Social Dimensions", American Journal of Public Health, vol. 73, 9, 1983, pp. 1073-1080.

Pour un exemple d'utilisation de tels critères voir: Colvez, A. et Robine, J.M., "L'espérance de vie sans incapacité à 65 ans: outil d'évaluation en santé publique", Communication présentée au 7º Colloque national de démographie sur les âges de la vie, Strasbourg, mai 1982.

- 2. les différences entre hommes et femmes sont moins grandes pour la durée de vie en bonne santé que pour la longévité totale,
- 3. le classement des régions selon l'espérance de vie en bonne santé n'est pas le même que celui établi d'après l'espérance de vie totale.

Ces faits particuliers incitent évidemment à une réflexion plus générale portant sur la relation entre les deux indicateurs retenus.

Le premier fait mentionné montre à l'évidence que l'augmentation séculaire de la longévité moyenne ne résulte pas d'une simple accumulation d'années supplémentaires de vie en mauvaise santé. Non seulement vit-on aujourd'hui plus longtemps que par le passé, mais on vit aussi plus longtemps en bonne santé. Pouvons-nous dire pour autant que l'on vit également moins d'années en mauvaise santé?

Malgré les apparences, le deuxième fait mentionné ne permet pas de répondre avec certitude à cette question. Nous ignorons en effet si, à mortalité égale, la prévalence de l'incapacité était autrefois la même pour les deux sexes. Or, faute de disposer de cette pièce à conviction, nous ne pouvons assurer que c'est vraiment à leur plus grande longévité que les femmes doivent leur plus grand nombre d'années vécues en mauvaise santé.

D'autres informations plus probantes sont heureusement disponibles. Les enquêtes de 1951 et de 1978 suggèrent que l'incapacité a progressé au Canada depuis une trentaine d'années. Pour un passé récent tout au moins, il est donc fort probable que la durée moyenne de vie en mauvaise santé a également augmenté.

Cette dernière observation révèle que les trois dernières décennies ont été marquées par une évolution divergente de la mortalité et de la prévalence de l'incapacité. Ce phénomène n'est pas particulier au Canada. Aux États-Unis, par exemple, les données rassemblées pour la période 1966-1976 ont montré la coexistence d'une diminution importante de la mortalité et d'une progression spectaculaire de l'incapacité<sup>17</sup>. Dans ces conditions, l'hypothèse d'un recul récent de l'espérance de vie en bonne santé ne peut être écartée.

Le troisième fait mentionné est cohérent avec cette hypothèse puisque, au niveau régional, ce ne sont pas les mêmes populations qui bénéficient à la fois des meilleures espérances de vie en bonne santé et des plus grandes longévités. Toutefois, faute de données comparables pour le passé, l'interprétation de ces différences régionales demeure incertaine.

#### L'espérance de vie pondérée par la qualité

Dans le calcul de l'espérance de vie en bonne santé, on ne retient que les années vécues sans incapacité. On n'attache alors aucune valeur aux années vécues en état d'incapacité, et cela quel que soit le degré de l'incapacité.

Dans le calcul d'une espérance de vie pondérée par la qualité, on adopte une position plus nuancée. Les années vécues en état d'incapacité sont prises en compte, mais d'une manière proportionnée à la valeur qu'on leur attribue. Si l'on choisit pour unité la valeur accordée à une année de vie en bonne santé, chaque année d'incapacité sera affectée d'une note comprise entre 0 et 1, note évidemment d'autant plus faible que l'incapacité est grande. Le produit des années vécues par leurs valeurs respectives fournit "l'espérance de vie pondérée par la qualité (de la vie)".

Cette façon de faire ressemble fort à celle qui consiste à attribuer à tout membre d'une population une note exprimant son état de santé. L'indication recherchée n'est plus ici le niveau de la santé positive (la bonne santé), mais le niveau de la santé moyenne intrinsèque de la population. Ce nouvel indicateur donnera ainsi de la situation sanitaire une image qui sera plus proche de celle fournie par l'espérance de vie que de celle apportée par l'espérance de vie en bonne santé.

<sup>17</sup> Colvez, A. et Blanchet, M., "Disability Trends in the United States Population 1966-76: Analysis of Reported Causes", American Journal of Public Health, 71, 5, mai 1981, pp. 464-471.

Les résultats obtenus par Wilkins et Adams le montrent bien. Lorsque l'on tient compte du degré d'incapacité, le fossé entre les hommes et les femmes s'élargit et prend une dimension voisine de celle qui résulte de la comparaison des espérances de vie (tableau 32). De même, le nouveau classement des populations régionales s'écarte moins de celui établi d'après les espérances de vie.

#### Vue d'ensemble

Selon la valeur que l'on attribue aux années vécues, on obtient trois descripteurs différents:

- 1. l'espérance de vie à la naissance qui résulte de l'attribution à chacune des années vécues d'une valeur égale à l'unité,
- 2. l'espérance de vie en bonne santé qui est obtenue en réservant cette valeur égale à l'unité aux années vécues sans incapacité et en n'accordant qu'une valeur nulle aux autres années vécues,
- 3. l'espérance de vie pondérée par la qualité qui se calcule en attribuant une valeur non nulle à chacune des années vécues, cette valeur étant de 1 pour les années sans incapacité, et inférieure à 1 pour les autres années.

Les deux derniers descripteurs sont évidemment plus complexes que le premier puisqu'ils intègrent à la mesure de la durée de la vie une appréciation de sa qualité.

Comme son nom l'indique, l'espérance de vie en bonne santé fournit une indication sur le niveau de la santé positive de la population. Tant pour l'analyse que pour la prise de décision, ses valeurs doivent être confrontées à celles de l'espérance de vie afin de dégager, en termes de différences ou de rapports, l'importance de la santé négative. Au moment de l'interprétation des résultats, on se rappellera cependant qu'il ne s'agit ici que de moyennes, et que les années de mauvaise santé ne sont pas toutes groupées à la fin de l'existence.

Quant à l'espérance de vie pondérée par la qualité, elle nous fournit une indication sur le niveau de la santé moyenne intrinsèque de la population. On notera cependant que l'état de santé est ici apprécié d'après le degré de l'incapacité, et donc sans tenir compte explicitement d'autres dimensions importantes telles que l'hygiène de vie ou la présence de troubles chroniques.

## III FICHE TECHNIQUE

### Une mise en garde

Le calcul d'une espérance de vie en bonne santé requiert la connaissance préalable de la prévalence de l'incapacité au sein de la population. Or, la réunion des informations statistiques nécessaires à la mesure de cette prévalence n'est pas une tâche facile.

Une première difficulté est d'ordre terminologique. Les notions de déficience, d'incapacité et de handicap sont suffisamment voisines pour être facilement confondues ou définies de manière différente. Comme nous l'avons mentionné au chapitre 5, l'Organisation mondiale de la santé vient d'en codifier la définition<sup>18</sup>. Cet essai de normalisation est cependant trop récent pour que l'on puisse déjà en récolter les fruits.

La deuxième difficulté, liée à la première, est la diversité des critères retenus pour la définition des cas d'incapacité. Les critères les plus utilisés sont:

- le confinement au lit ou au domicile,
- les restrictions de l'activité principale (scolarité, travail, tâches ménagères),
- la dépendance d'autrui pour les actes élémentaires de la vie quotidienne (se laver, s'habiller, s'alimenter, etc...).

O.M.S., International Classification of Impairments, Disabilities and Handicaps. A manual of classification relating to the consequences of disease, Genève, O.M.S., 1980, 207 p.

Le nombre de cas observés dépend évidemment du critère ou de la combinaison de critères utilisés.

La troisième difficulté réside dans l'insuffisance et la rareté des statistiques disponibles. Les statistiques sanitaires courantes ne permettent qu'un relevé des incapacités nécessitant un séjour à l'hôpital ou dans une institution spécialisée. Les nombreux autres cas d'incapacité ne peuvent être observés que par enquête auprès de la population. Or, de telles enquêtes restent encore exceptionnelles ou limitées à certaines catégories de personnes. Ce n'est donc qu'en de rares occasions que l'on parvient à réunir le minimum d'informations statistiques indispensables, et non pas seulement quelques éléments disparates du puzzle de l'incapacité.

Ces difficultés, et ce ne sont pas les seules, doivent être surmontées avant de songer à calculer de façon routinière une espérance de vie en bonne santé. C'est dire que les estimations disponibles à ce jour sont peu nombreuses et rarement comparables dans le temps ou l'espace.

### Statistiques récentes sur l'incapacité au Canada

L'enquête de 1978 sur la santé des Canadiens (op. cît.) a permis de rassembler de nombreuses informations sur la prévalence de l'incapacité au sein de la population vivant en dehors des institutions. Ces informations sont regroupées en trois volets que nous présenterons ici très sommairement.

### 1. Les journées d'incapacité

Afin que les réponses fournies soient aussi exactes que possible, les personnes n'ont été interrogées que sur leurs journées d'incapacité dans les deux semaines précédant l'interview. Ces journées d'incapacité comprennent les journées d'alitement, d'abandon de l'activité principale ou de réduction des activités pour raisons de santé. Après correction des doubles comptes, on en a déduit le nombre total des journées d'incapacité pour une période de deux semaines. On a ensuite estimé le nombre annuel de journées d'incapacité pour l'ensemble de l'échantillon en multipliant par 26 le résultat obtenu précédemment.

Le fait que l'observation soit limitée aux deux semaines précédant l'enquête ne préjuge en rien de l'ancienneté de l'incapacité. Il est donc dommage que l'on ait pris l'habitude de parler à ce sujet "d'incapacité à court terme". Une expression plus juste devrait être rapidement trouvée afin d'éviter tout malentendu sur l'interprétation des statistiques obtenues.

#### 2. La restriction des activités habituelles

Le classement des personnes selon leur degré d'incapacité au moment de l'enquête a été fait d'après l'impact de leurs conditions présentes de santé sur l'activité principale (scolarité, travail, tâches ménagères) ou, à défaut, sur d'autres activités courantes (sports et loisirs, activités sociales, sorties pour les achats, etc...). Selon leurs réponses, les personnes ont été classées dans l'un des quatre groupes suivants:

- personnes incapables d'exercer leur activité principale habituelle,
- personnes limitées dans l'exercice de leur activité principale,
- personnes exerçant normalement leur activité principale mais contraintes à une restriction de leurs autres activités,
- personnes ne souffrant d'aucune restriction de leurs activités habituelles.

Les tableaux ainsi obtenus rendent compte de la prévalence de l'incapacité au moment de l'enquête (prévalence "instantanée"), alors que les statistiques sur les journées d'incapacité renseignaient sur le volume annuel des incapacités (prévalence annuelle).

Les restrictions d'activité ainsi relevées peuvent remonter à la naissance de l'individu, à quelques années, quelques mois ou quelques semaines. Leur ancienneté est donc fort variable. Elle est de l'ordre de 11 mois en moyenne, mais progresse avec l'âge. C'est donc avec une certaine prudence qu'il faut se servir de l'expression "incapacité à long terme" qui est couramment retenue pour désigner l'information ainsi recueillie.

### 3. Les incapacités résultant de certaines déficiences

L'enquête a aussi permis de relever les incapacités résultant de problèmes dentaires, visuels ou auditifs.

Il est clair que les statistiques portant sur ces trois volets de l'incapacité ne sont pas additives, une même personne pouvant souffrir d'incapacité sous deux ou trois des aspects considérés.

On notera aussi que presque toutes ces statistiques sont établies d'après la déclaration des enquêtés sur d'éventuelles restrictions de leurs activités habituelles. Or, de telles restrictions dépendent partiellement de nombreux facteurs exogènes à l'état de santé: nature et pénibilité de l'activité, statut professionnel de la personne, attitudes devant la maladie et le travail, etc... Ces facteurs nuisent certainement à la comparabilité des résultats obtenus pour des sous-populations très différentes les unes des autres.

Par ailleurs, ces statistiques récentes ne concernent que la population vivant en dehors des institutions. Pour obtenir la prévalence de l'incapacité au sein de l'ensemble de la population, il est donc nécessaire de leur agréger les données sur la population vivant en institution. Cette tâche n'est pas facile. Faute d'une collecte planifiée de telles données, on doit en effet se contenter de rassembler à travers des statistiques administratives disparates les informations existantes sur les séjours de longue durée dans les hôpitaux, les centres d'hébergement et d'autres institutions spécialisées.

### Calcul de l'espérance de vie sans incapacité

L'espérance de vie sans incapacité est obtenue en soumettant une génération fictive à l'ensemble des risques d'incapacité et de décès observés aux divers âges au cours d'une même période. Le calcul se fait de la manière suivante:

- a) on dresse d'abord la table de mortalité afin d'obtenir le nombre d'années vécues à chaque âge par les membres de la génération fictive (voir I-03),
- b) on multiplie ensuite, à chaque âge x, les années vécues  $A_x$  par le complément à l'unité de la fraction d'année  $f_x$  vécue en état d'incapacité par les personnes de cet âge 19,
- c) enfin, on additionne toutes ces quantités  $[A_x (1-f_x)]$  pour obtenir le nombre total d'années vécues sans incapacité par les membres de la génération fictive.

L'espérance de vie sans incapacité est le résultat de la division du nombre total d'années vécues sans incapacité par l'effectif initial de la génération fictive, c'est-à-dire par son effectif à la naissance  $(S_0)$ .

L'évaluation de la fraction d'année  $f_x$  se fait de deux façons différentes selon la nature des statistiques disponibles: nombre de journées d'incapacité ou nombre de personnes souffrant d'incapacité. Le premier procédé consiste simplement à diviser par 365 le nombre annuel moyen de journées d'incapacité par personne d'âge x. Le second procédé consiste à estimer la fraction  $f_x$  par la prévalence moyenne de l'incapacité au cours de l'année chez les personnes d'âge x. Ce second procédé est théoriquement équivalent au premier comme on peut s'en rendre compte par le raisonnement suivant:

- a) le nombre annuel de journées d'incapacité est bien évidemment égal à la somme des 365 nombres journaliers de personnes en état d'incapacité,
- b) le résultat de la division de la moyenne arithmétique de ces 365 nombres journaliers par l'effectif de population approprié peut donc s'interpréter indifféremment comme la prévalence moyenne de l'incapacité en cours d'année, ou comme la fraction d'année vécue en état d'incapacité par personne.

<sup>&</sup>lt;sup>19</sup> Sullivan, D.F., "A Single Index of Mortality and Morbidity", Health Reports, 86, 4, 1971, pp. 347-354.

En pratique, la détermination de la prévalence moyenne de l'incapacité en cours d'année peut se faire sans une connaissance au jour le jour du nombre de personnes souffrant d'incapacité; pour en obtenir une valeur très approchée, il suffit en effet de connaître ce nombre à des moments convenablement espacés pour prendre en compte la variation saisonnière des états de santé. Aussi, dans les enquêtes, cette prévalence moyenne est estimée par la moyenne des prévalences instantanées observées à des moments différents de l'année dans des échantillons différents mais tous représentatifs de la population.

Notons enfin que la dualité des sources d'information impose souvent un allongement de la séquence des calculs. À l'aide des données disponibles sur la population vivant en institution, ou sur les séjours de longue durée dans les hôpitaux et les autres institutions, on calcule la fraction d'année vécue en institution. Cette fraction permet de répartir le total des années vécues entre années vécues en institution et années vécues en dehors des institutions. C'est aux années vécues en dehors des institutions que l'on applique ensuite les fractions tirées de données d'enquête sur la population vivant en dehors des institutions. Le tableau 33 est une illustration de cette manière de faire.

TABLEAU 33. Exemple de calcul d'une espérance de vie sans incapacité, sexe masculin, Canada, 1978

	Années vécues	Taux¹ d'institu-	Années	vécues	Taux <sup>1</sup> d'inca-	Années vécues		
Intervalles d'âge	d'après la table de mortalité	tionnali- sation	En insti- tution	Hors insti- tution	pacité	Avec incapacité	Sans incapacité	
(1) (2)		(3) = (1)x(2)	(4)=(1)-(3)	(5)	(6) = (4)x(5)	(7)=(4)-(6)		
0-15 ans	1,475,419	0.0020	3,008	1,472,411	0.054	79,986	1,392,425	
15-25 "	972,823	0.0029	2,838	969,985	0.066	63,644	906,341	
25-45 "	1,896,306	0.0027	5,195	1,891,111	0.089	168,395	1,722,716	
45-65 "	1,699,064	0.0059	10,050	1,689,014	0.128	385,717	1,303,297	
65 ans et plus	1,037,206	0.0527	54,611	982,595	0.390	383,530	599,065	
Total	7,080,818		75,702	7,005,116		1,081,272	5,923,844	
Espérances								
de vie	70.81		0.76	70.05		10.81	59.24	

Les calculs ont été effectués avant arrondissement des taux.

Source: Tableau 1, dans Wilkins, R. et Adams, O.B., op. cit., p. 1074.

### Calcul d'une espérance de vie pondérée par la qualité

Comme l'incapacité est affaire de degré, les calculs précédents peuvent être poursuivis dans le dessein de répartir les années vécues en état d'incapacité selon le degré de l'incapacité. Il suffit pour cela de disposer des informations nécessaires au calcul des fractions d'année vécues dans les divers états d'incapacité que l'on entend maintenant distinguer. En bout de course, l'espérance de vie à la naissance se trouve alors fractionnée en plusieurs espérances de vie partielles et additives: espérance de vie sans incapacité et espérances de vie dans les divers états d'incapacité.

En attribuant une valeur h<sub>j</sub> à chaque état de santé, et en désignant par e<sub>j</sub> l'espérance de vie dans le même état de santé, on peut calculer un indice synthétique E par la formule:

$$E = \sum_{j=1}^{n} e_{j} h_{j}$$

Cet indice synthétique est égal à l'espérance de vie à la naissance si l'on pose  $h_j = 1$  quel que soit j, et à l'espérance de vie sans incapacité lorsque l'on considère que tous les états d'incapacité ont une valeur nulle et l'absence d'incapacité une valeur égale à l'unité. Il prend une valeur intermédiaire entre ces deux espérances de vie lorsque les quantités  $h_j$  sont échelonnées entre 0 et 1 pour les différents états d'incapacité. On parle dans ce cas "d'espérance de vie pondérée par la qualité (de la vie)".

La mise en oeuvre de cette définition n'est pas aisée. D'une part, les statistiques habituellement disponibles ne permettent pas une bonne hiérarchisation des états d'incapacité à cause d'un manque d'information sur certaines dimensions importantes de l'incapacité telles que le confinement au lit ou au fauteuil et la dépendance d'autrui dans l'accomplissement des tâches élémentaires de la vie quotidienne. D'autre part, la valeur attribuée à chaque état d'incapacité est arbitraire, son choix ne pouvant s'appuyer que sur l'opinion d'une majorité d'experts et de malades. Malgré ces difficultés, le calcul de "l'espérance de vie pondérée par la qualité" mérite d'être tenté ne serait-ce que pour nuancer les conclusions tirées de l'examen de l'espérance de vie sans incapacité.

Le tableau 34, emprunté à Wilkins et Adams (op. cit.), fournit un exemple de calcul à l'aide de données canadiennes.

TABLEAU 34. Exemple de calcul de l'espérance de vie pondérée par la qualité, Canada, sexe masculin, 1978

États de santé	Espérance de vie	Coefficients de pondération	Espérance de vie pondérée par la qualité	
	(1)	(2)	$(3) = (1) \times (2)$	
	années		années	
Incapacité de longue				
durée en institution	0.8	0.4	0.3	
Incapacité d'exercer				
l'activité principale	3.0	0.5	1.5	
Limitation dans l'exercice		0.0	2.2	
de l'activité principale	5.4	0.6	3.2	
Restriction des autres	1.0	0.7	0.9	
activités	1.3	0.7	0.9	
Diverses incapacités à court terme	1.1	0.5	0.6	
Sans incapacité	59.2	1.0	59.2	
Julia manapean	00.0	1.0	00.2	
Ensemble	70.8		65.8	
ZII SCIII DI C	*****		00.0	

Source: D'après Wilkins, R. et Adams, O.B., Healthfulness of Life, Montréal, L'Institut de recherches politiques, 1983, tableau 4.4 p.73, et pp.75-78.

### CHAPITRE 7

### INDICATEURS DES PROBLÈMES DE SANTÉ

Après le repérage du niveau de santé déjà atteint par la population, l'attention se porte inévitablement sur les obstacles au passage à des niveaux de santé supérieurs. On dresse alors un tableau détaillé de la situation sanitaire en cherchant notamment à répondre aux questions suivantes:

- 1. la population est-elle fortement exposée à des facteurs de risque qui compromettent sa santé actuelle et sa santé future?
- 2. quels sont les accidents et les maladies les plus fréquents ou dont la fréquence a récemment augmenté?
- 3. quelles sont les principales causes de décès ou d'incapacité?
- 4. quelles sont les potentialités perdues par la population en raison de l'existence de ces divers problèmes de santé?

Nous présentons dans ce chapitre les principaux indicateurs utilisables à cette fin.

Certains de ces indicateurs relèvent de la démographie, d'autres de l'épidémiologie descriptive. Conformément à un usage répandu dans ces deux disciplines, nous avons retenu les uns et les autres afin de couvrir la totalité des faits reliés à la maladie. Toutefois, dans la présentation plus sommaire que nous ferons des indicateurs épidémiologiques, nous veillerons particulièrement à montrer leurs relations avec les indicateurs démographiques dans le dessein de mieux dégager l'intérêt et les limites de ces derniers.

# I-05: PRÉVALENCE D'UN FACTEUR DE RISQUE

## I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Proportion de personnes exposées à un facteur contrôlable de l'apparition ou de l'aggravation d'un ou de plusieurs problèmes de santé.

## Fonction descriptive

La prévalence d'un facteur de risque est une donnée indispensable à l'estimation de la fraction de la morbidité (ou de la mortalité) que l'on peut attribuer à ce facteur (voir I-13). Sa connaissance est essentielle pour l'analyse de la situation sanitaire de la population.

#### Indication recherchée

Dans la mesure où l'exposition au facteur est vraiment contrôlable, sa prévalence est une estimation de la fraction de la population dont la santé future pourrait être améliorée par des incitations ou des mesures préventives appropriées.

#### II INTERPRÉTATION

L'apparition et le développement des problèmes de santé dépendent de nombreux facteurs relevant de la biologie humaine, de l'environnement physique et social, du mode de vie des individus et de la prestation des soins<sup>1</sup>. En santé publique, on s'intéresse prioritairement aux facteurs contrôlables et responsables d'une fraction substantielle de la morbidité et de la mortalité prématurée. Parmi les facteurs ayant retenu l'attention depuis une vingtaine d'années, citons pour en montrer la variété: l'hypercholestérolémie, l'hypertension artérielle, les pollutions industrielles et urbaines, l'alcoolisme, le tabagisme, l'obésité, la sédentarité et le refus du port de la ceinture de sécurité.

Les personnes exposées à de tels facteurs subissent plus tôt que d'autres d'importantes altérations de leur santé, meurent plus jeunes, et il importe donc d'en connaître le nombre et la proportion. Le tableau 35 fournit, à titre d'illustration, la prévalence de trois facteurs de risque au sein de la population d'âge adulte ou avancé. Comme cela est fait pour deux de ces facteurs, les personnes antérieurement exposées doivent également être prises en compte puisque les risques additionnels induits par le facteur ne régressent que lentement après la fin de l'exposition.

Une description plus complète prendrait aussi en compte la distribution des personnes exposées selon l'intensité et la durée de l'exposition. Ainsi, dans le cas de l'usage de la cigarette, les fumeurs seraient répartis selon leur consommation quotidienne (intensité) et l'ancienneté de la toxicomanie (durée). Étant donné que les risques s'aggravent avec l'allongement de la durée et l'intensification de l'exposition, ce tableau croisé permettrait de calculer un indicateur non présenté ici: la proportion de personnes à risques élevés.

Mais, quel que soit l'indicateur utilisé, son intérêt pour le profane reste tout relatif tant et aussi longtemps que les conséquences de l'exposition sur la morbidité et la mortalité de la population n'ont pas été estimées. Ainsi, pour rendre éloquentes les données du tableau 35, il faut leur annexer le nombre ou la proportion de décès, de cas de maladie et de journées d'incapacité que l'on peut imputer à chaque facteur de risque. C'est ce qui sera fait avec le calcul de "fractions attribuables" (indicateur I-13).

Lalonde, M., Nouvelle perspective de la santé des Canadiens, Santé et Bien-être social Canada, Ottawa, 1974, 79 p.

TABLEAU 35. Prévalence de trois facteurs de risque, Canada, 1978-79

Groupes d'âge	Hypercholes- térolémie <sup>1</sup>		Consommation d'alcool		
	teroienne	Actuelle	Passée	Actuel	Passé
		pource	entage		
Hommes:			- 0		
15-19 ans		60.7	$1.3^{2}$	32.3	14.0
20-24 "	4.4	87.2	2.1	48.9	17.0
25-34 "	10.3	81.3	3.5	44.6	26.2
35-44 "	12.6)	01.0	0.0	44.0	20.2
45-64 "	23.3	76.5	6.2	42.2	34.6
65 ans et plus	15.0	53.9	10.0	29.5	41.2
Femmes:					
15-19 ans	0.7	52.1	$3.1^{2}$	33.9	16.6
20-24 "	5.5	71.1	2.6	45.2	19.8
25-34 "	2.5)				
35-44 "	2.1	63.9	2.8	37.2	21.4
45-64 "	24.3	51.5	3.2	32.0	17.3
65 ans et plus	33.8	29.3	$4.0^{2}$	13.7	11.2

C'est-à-dire un taux de cholestérol supérieur à 250 mg/dl.

La marge d'erreur se situe entre 20% et 39%.

Source: Canada. Santé et Bien-être social Canada et Statistique Canada, La santé des Canadiens: Rapport de l'Enquête Santé Canada, Approvisionnements et Services Canada, Ottawa, 1981, pp. 29,51 et 158.

Cependant, les effets de la prévalence actuelle d'un facteur de risque ne se limitent pas au présent, ils s'étaleront encore sur plusieurs décennies. Or, à cause du très long délai qui sépare le début de l'exposition de l'apparition en grand nombre des problèmes de santé qui en découlent, la prévalence actuelle renseigne sur l'ampleur future de ces problèmes. Ainsi, à voir la progression de l'usage de la cigarette et de la consommation d'alcool d'une génération à la suivante (tableau 35), on peut être assuré que les jeunes femmes d'aujourd'hui seront plus nombreuses que leurs aînées à mourir d'un cancer du poumon, d'un cancer de l'oesophage ou d'une cirrhose du foie. La prévalence des facteurs de risque est ainsi un indicateur extrêmement utile puisqu'il permet de déceler à l'avance certains obstacles à l'amélioration de la santé de la population tout en suggérant les movens de les contourner.

#### Ш FICHE TECHNIQUE

Les statistiques de la vente au détail de certains produits fournissent des informations intéressantes sur l'exposition de la population à divers facteurs de risque. On dispose ainsi de précieuses séries chronologiques sur la consommation moyenne par habitant de produits tels que l'alcool2 et le tabac3.

Cependant, la prévalence des facteurs de risque ne peut être obtenue que par enquête auprès de la population. Citons à cet égard l'enquête sur l'usage du tabac au Canada<sup>4</sup>, l'enquête de 1970-72 sur la nutrition au Canada<sup>5</sup> et l'enquête de 1978-79 sur la santé des Canadiens (op. cit.).

Brown, M. et Wallace, P., International Survey, Alcoholic Beverage Taxation and Control Policies, (4º éd.). Brewers Association of Canada, Ottawa, 1980.

Todd, G.F., An Estimate of Manufactured Cigarette Consumption in Canada by Sex, Age and Cohort 1921-1975 (Publication No. 1, WHO, Collaborating Centre for Reference on the Assessment of Smoking Habits), Waterloo, Faculty of Mathematics, University of Waterloo, 1979, 15 p.

Millar, W.J., L'usage du tabac chez les Canadiens en 1981, Santé et Bien-être social Canada, Ottawa, 1983. Nutrition Canada. Nutrition, Une priorité à l'échelle nationale, Rapport de Nutrition Canada au Ministère de la Santé nationale et du Bien-être social, Information Canada, Ottawa, 1973.

### I-06: TAUX D'INCIDENCE D'UNE MALADIE

## I FICHE SIGNALÉTIQUE

### Définition

On entend habituellement par "taux d'incidence d'une maladie" le nombre annuel moyen de nouveaux cas pour 10,000 ou 100,000 personnes.

### Fonction descriptive

La fréquence annuelle des nouveaux cas est couramment utilisée par les épidémiologistes pour suivre la propagation d'une maladie dans le temps et l'espace ou au sein de sous-populations particulières. À la différence d'autres mesures de la morbidité, cette fréquence ne dépend pas de la durée et de la gravité de la maladie, ni du caractère renouvelable ou non de celle-ci.

#### Indication recherchée

Vulnérabilité de la population à la maladie spécifiée.

#### II INTERPRÉTATION

À l'origine, le concept d'incidence a été créé pour mieux suivre la propagation des maladies transmissibles au sein des populations. Par la suite, on s'est rendu compte qu'il était également très utile à l'étude de la survenue des maladies chroniques. Son emploi s'est ainsi généralisé avec le temps.

Pour illustrer le parti que l'on peut tirer du calcul des taux d'incidence, nous nous servirons ici de données fournies par les registres canadiens du cancer.

## Fréquence annuelle des nouveaux cas dans une population

Nous avons reproduit au tableau 36 les taux d'incidence de divers cancers en Saskatchewan pour les années 1961-65 et 1971-75. Il s'agit de taux comparatifs obtenus en appliquant à la population canadienne recensée en 1971 les taux par âge et sexe de la Saskatchewan. Les variations de ces taux dans le temps se trouvent ainsi affranchies de l'effet parasite des modifications de la composition par âge de la population.

Si nous reproduisons ici ces données, c'est surtout pour souligner le fait que l'incidence des maladies non transmissibles peut varier rapidement dans le temps, que ce soit à la baisse ou à la hausse. Lorsqu'elles ne peuvent s'expliquer par un changement des pratiques diagnostiques ou des erreurs dans le dénombrement des nouveaux cas, de telles variations révèlent une modification importante de la vulnérabilité de la population aux différentes maladies. La rapidité même de cette modification suggère qu'on ne saurait l'attribuer à une transformation des caractéristiques biologiques de la population, mais bien à une exposition différente de cette population aux facteurs exogènes de la maladie.

Si les facteurs de risque de la maladie ont déjà été identifiés, on cherchera naturellement à confirmer l'hypothèse précédente en comparant l'évolution des taux d'incidence à celle des indicateurs d'exposition de la population à ces facteurs de risque (I-05). Dans une étape ultérieure, on cherchera également à évaluer la fraction de la morbidité attribuable à chaque facteur de risque (I-13).

### Fréquence des nouveaux cas dans une génération

En combinant les taux d'incidence par âge aux données de la table de mortalité générale, il est possible d'estimer la probabilité moyenne de contracter la maladie au cours de l'existence. Il s'agit purement et simplement de calculer la proportion de personnes qui contracteraient la maladie dans une génération soumise jusqu'à extinction aux conditions de morbidité et de mortalité prévalant dans la population observée.

TABLEAU 36. Probabilité, en pour 100, de contracter le cancer en fonction des localisations principales, taux comparatifs d'incidence et taux comparatifs de mortalité en pour 100,000, Saskatchewan, 1961-65 et 1971-75

Localisation et code CIMA (8e révision)	Sexe _	robabilité (en pour 100) de contracter le cancer		Taux d'incidence pour 100,000		Taux de mortalité pour 100,000	
		1961-65	1971-75	1961-65	1971-75	1961-65	1971-75
Sein (174)	Hommes Femmes	7.5	- 8.0	0.3 61.2	0.5 64.3	0.1 19.4	0.2 20.7
Prostate (185)	Hommes Femmes	4.9	6.0	40.6	50.2	14.8	18.0
Trachée, bronches et poumon (162)	Hommes Femmes	2.8 0.7	4.2 1.1	26.3 5.1	38.1 9.1	23.7 4.1	35.7 6.9
Gros intestin, rectum non compris (153)	Hommes Femmes	1.7 2.6	2.3 3.1	15.1 18.0	20.9 19.7	9.0 11.2	11.9 12.0
Estomac (151)	Hommes Femmes	2.1 1.4	1.6 1.1	18.9 8.6	13.7 6.9	19.6 8.9	12.3 6.3
Corps de l'utérus (182)	Hommes Femmes	2.0	2.5	17.3	20.2	1.2	1.2
Col de l'utérus (180)	Hommes Femmes	1.4	1.0	13.2	9.7	3.9	3.4

Source: Canada. Santé et Bien-être social Canada, Tendances de l'incidence du Cancer, Saskatchewan, 1950-1975, Ottawa, 1979, pp. 9 et 11.

Ainsi, d'après les données de la Saskatchewan en 1971-75, 27.6% des hommes et 28.2% des femmes deviendraient cancéreux à un moment quelconque de leur vie. On conviendra aisément que ces proportions sont beaucoup plus éloquentes que les taux habituellement utilisés pour mesurer l'importance de la morbidité due au cancer.

Toutefois, cet indicateur très suggestif n'est pas spécifique de l'incidence de la maladie, il varie également avec la longévité moyenne. En particulier lorsque l'incidence s'accroît avec l'âge tout en demeurant constante dans le temps, les valeurs de l'indicateur s'élèvent avec l'allongement de la vie moyenne. L'indicateur suivant ne souffre pas du même inconvénient.

#### Risque d'incidence d'une maladie avant un certain âge

Le risque d'incidence avant un certain âge peut être obtenu par le cumul des taux d'incidence aux âges antérieurs, ou par une fonction simple de ce cumul. Il s'agit en fait de la proportion de personnes qui contracteraient la maladie avant l'âge retenu si la mort pour d'autres causes ne venait soustraire prématurément certaines d'entre-elles à l'exposition à cette maladie.

La comparaison de cet indicateur avec le précédent permet d'en souligner la spécificité. Ainsi, d'après le tableau 37, le risque d'incidence du cancer avant l'âge de 75 ans était en Saskatchewan de 27.2% pour les hommes et de 22.4% pour les femmes alors que la fréquence des nouveaux cas avant le même âge n'y était que de 18 à 19% pour chacun des sexes. Les différences entre les valeurs de ces deux indicateurs tiennent au fait que l'effet de la mortalité due aux autres causes sur la durée d'exposition au risque de cancer est éliminé dans le calcul du premier, et non dans celui du second.

Facile à calculer, le risque d'incidence avant un âge avancé permet de faire des comparaisons dans le temps ou l'espace sans recourir à une population type arbitraire. Il est utilisé dans le tableau 37 pour comparer l'incidence des cancers dans diverses régions ou provinces canadiennes. Les valeurs obtenues sont suffisamment différentes pour attirer l'attention sur la vulnérabilité différentielle des populations provinciales aux divers cancers et à l'ensemble des cancers.

TABLEAU 37. Risque d'incidence du cancer avant l'âge de 75 ans, Canada, 1969-72

Province ou région	Sexe masculin				Sexe féminin						
	Poumon	Prostate	Gros intestin	Toutes locali- sations	Sein	Gros intestin	Col de l'utérus	Toutes locali- sations			
	pour 100										
Alberta	4.7	3.7	3.2	24.6	6.2	2.9	1.3	20.9			
Colombie- Britannique	6.8	4.4	4.7	31.2	8.8	4.1	1.8	28.6			
Manitoba	5.6	4.0	3.9	28.8	7.0	3.3	1.7	24.8			
Provinces maritimes	4.9	3.3	3.9	24.9	6.5	4.0	2.2	22.9			
Québec	5.5	3.1	3.3	24.0	6.2	3.1	1.6	20.5			
Saskatchewan	4.6	4.4	3.7	27.2	6.9	3.3	1.0	22.4			
Terre-Neuve	4.4	2.4	4.4	28.3	4.9	3.6	2.1	20.6			

Source: Waterhouse, J., Muir, C., Correa, P., Powell, J., Cancer Incidence in Five Continents, Vol. III, (I.A.R.C. Scientific Publications No. 15), Lyon, International Agency for Research on Cancer, 1976, pp. 447 et 450.

#### Incidence, létalité et mortalité

Bien que l'on connaisse l'existence de fortes variations spatiales ou temporelles de l'incidence de nombreuses maladies, telles les cancers<sup>6</sup> ou l'infarctus aigu du myocarde<sup>7</sup>, l'observation statistique de la morbidité des populations est demeurée très déficiente. La rareté et la spécificité des registres permanents de maladies et des enquêtes épidémiologiques font que, pour chaque population particulière, on ne connaît au mieux que l'incidence de quelques maladies. La question qui se pose alors est de savoir dans quelle mesure les statistiques de mortalité peuvent fournir des indicateurs de substitution.

Rappelons d'abord qu'une maladie est retenue comme cause du décès lorsqu'elle est à l'origine du processus morbide ayant conduit la personne à la mort. Les maladies ne déclenchant que très rarement de tels processus, ou intervenant surtout à titre de complications d'un processus déjà engagé, sont donc sous-représentées dans les statistiques courantes de causes de décès.

Cela dit, la mortalité attribuée à de nombreuses maladies correspond, avec un certain décalage dans le temps, à leur incidence pondérée par un facteur de gravité qui est la proportion de nouveaux cas se terminant par une issue fatale en raison de la maladie qui les frappe. Le tableau 36

O.M.S., "Registres de l'infarctus du myocarde", La santé publique en Europe, 5, 1977, 241 p.

Muir, C.S. et Péron, Y., "The Etiology of Cancer: Special Demographic Situations", Seminars in Oncology, 3, 1, mars 1976, pp. 35-47.

en donne une bonne illustration: les rapports entre taux de mortalité et taux d'incidence s'y ordonnent, en 1971-75, selon une échelle assez conforme à la létalité des divers types de cancers. Lorsqu'il en est ainsi, et que de plus la létalité varie peu, les variations temporelles ou spatiales de la mortalité reflètent celles de l'incidence.

## III FICHE TECHNIQUE

## Détection et enregistrement des nouveaux cas de maladie

Dans l'ensemble, la détection des nouveaux cas de maladie par l'appareil de soins est très partielle. En effet, un nouveau cas a d'autant plus de chance d'être détecté que la personne consulte régulièrement son médecin, que les manifestations de la maladie sont durables ou sévères et que cette maladie est bien définie et facilement identifiable. C'est donc seulement pour les maladies les plus graves que l'on approche de l'exhaustivité.

Cette détection se produit généralement pendant la phase d'extériorisation de la maladie, et est donc assez tardive lorsqu'il s'agit de maladies chroniques. Des campagnes de dépistage auprès de groupes à risques élevés permettent de la rendre plus précoce. Conventionnellement, et par nécessité, c'est la date du premier diagnostic qui est retenue comme date d'apparition de la maladie.

Le dénombrement des nouveaux cas détectés par l'appareil de soins exige la centralisation des diagnostics, des constats médicaux de décès et des résultats d'autopsie, et ceci en vue de la constitution de registres permanents de maladies. De tels registres existent au Canada pour un nombre limité de maladies.

Les plus anciens de ces registres concernent les maladies transmissibles à déclaration obligatoire. Les données collectées dans chaque province sont réunies par Statistique Canada en vue de publications à l'échelon national<sup>8</sup>.

Parmi les registres plus récents<sup>9</sup>, on retiendra notamment: le système canadien des déclarations de cas de cancer (neuf registres provinciaux), le registre canadien sur l'insuffisance rénale (60 centres de dialyse et de transplantation), le système canadien de surveillance des anomalies congénitales (six provinces) et le registre de surveillance de la santé de la Colombie-Britannique. Par ailleurs, un registre des maladies cardiovasculaires doit être bientôt créé en Alberta.

#### Calcul habituel des taux d'incidence d'une maladie

Le taux brut d'incidence d'une maladie particulière s'obtient en multipliant par 100,000 le rapport du nombre N de nouveaux cas enregistrés dans l'année à l'effectif P de la population au milieu de l'année:

$$I = (N/P) \times 100,000$$

En règle générale, et si nécessaire, on exclut les récidives des nouveaux cas pour ne faire figurer au numérateur du taux que le nombre des premières atteintes de la maladie.

De la même façon, le taux d'incidence à l'âge x se calcule en multipliant par 100,000 le rapport du nombre  $N_x$  de nouveaux cas observés à l'âge x à l'effectif  $P_x$  de la classe d'âge x au milieu de l'année d'observation:

$$I_x = (N_x/P_x) \times 100,000$$

D'ordinaire, ce calcul se fait par groupe d'âge plutôt que par classe annuelle d'âge, et est mené séparément pour chaque sexe.

Statistique Canada, Rapport annuel sur les maladies à déclaration obligatoire, nº 82-201 au catalogue.

Pour plus de détails consulter: Canada. Santé et Bien-être social Canada, "Registres des maladies", Maladies chroniques au Canada, 2, 4, mars 1982, pp. 45-56.

Dans le dessein d'atténuer au maximum les fluctuations aléatoires propres aux petits nombres, on est souvent conduit à regrouper les nouveaux cas enregistrés pendant plusieurs années consécutives. Les formules précédentes peuvent encore être utilisées dans ce cas à la condition de regrouper également les effectifs P ou  $P_x$  correspondants. Les taux ainsi obtenus gardent bien une dimension annuelle puisqu'ils fournissent le nombre annuel moyen de nouveaux cas pour 100,000 personnes de tous âges ou d'âge x.

Pour fins de comparaison dans le temps et l'espace, on calcule également des taux comparatifs d'incidence. La procédure de calcul est celle utilisée pour l'obtention d'un taux comparatif de mortalité, les taux de mortalité par âge étant ici remplacés par les taux d'incidence selon l'âge (voir fiche technique de l'indicateur I-02).

#### Probabilité de contracter la maladie

Comme nous l'avons déjà mentionné à maintes reprises, l'effectif  $P_x$  du groupe d'âge x représente le nombre d'années vécues à l'âge x par les membres de la population. En conséquence, le taux d'incidence à l'âge x, c'est-à-dire  $I_x$ , fournit le nombre de nouveaux cas pour 100,000 années vécues à l'âge x.

En s'appuyant sur cette dernière interprétation du taux d'incidence, on peut calculer la probabilité de contracter la maladie en procédant comme suit<sup>10</sup>:

- 1. on extrait de la table de mortalité générale les années vécues aux différents âges par les membres d'une génération fictive soumise aux conditions de mortalité prévalant dans la population sous observation,
- 2. on calcule les nouveaux cas survenant à chaque âge dans une telle génération en multipliant les années vécues  $A_x$  (ou  $L_x$ ) par les taux d'incidence  $I_x$ ,
- 3. on divise enfin la somme de tous les nouveaux cas ainsi calculés par l'effectif à la naissance de la génération fictive.

Comme on le voit, le résultat finalement obtenu est la proportion de personnes contractant la maladie dans une génération fictive soumise aux conditions de morbidité et de mortalité prévalant dans la population observée.

L'indicateur correspondant dans le domaine de la mortalité est la probabilité de décéder d'une cause donnée (indicateur I-10).

#### Risque d'incidence de la maladie avant un âge a

Ainsi que l'ont fait les auteurs du troisième volume de "Cancer Incidence in Five Continents" (op. cit.), on peut estimer ce risque par la somme des taux d'incidence aux âges antérieurs, et ceci à trois conditions:

- 1. que les taux soient calculés par année d'âge,
- 2. que l'on ne tienne pas compte de la puissance de 10 par laquelle on a multiplié le rapport des nouveaux cas à l'effectif de la population,
- 3. que la somme obtenue soit inférieure à 0.1.

Si les taux ont été calculés par groupe d'âge, chacun d'eux doit être préalablement multiplié par l'étendue de l'intervalle d'âge correspondant exprimée en années. Si la somme de ces produits ou des taux est supérieure à 0.1, le risque cherché sera estimé par le complément à l'unité de l'antilogarithme népérien de l'opposé de cette somme, c'est-à-dire par: 1-exp (-somme des taux). Ce calcul plus compliqué est rarement nécessaire pour des maladies individuelles.

L'indicateur correspondant dans le domaine de la mortalité est le risque cumulatif de décès pour une cause donnée (indicateur I-11).

<sup>&</sup>lt;sup>10</sup> Zdeb, M.S., "The Probability of Developing Cancer", American Journal of Epidemiology, 106, 1977, pp. 6-16.

# I-07: TAUX DE PRÉVALENCE D'UNE MALADIE

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Proportion de personnes souffrant de la maladie à un moment donné (prévalence instantanée) ou en ayant souffert au cours d'une période définie (prévalence de période).

## Fonction descriptive

Mesure de la fréquence des états morbides au sein de la population, la prévalence permet de saisir l'ampleur des problèmes sanitaires engendrés par la survenue d'une maladie. Cette prévalence dépend de la fréquence des nouveaux cas et des rechutes ainsi que de la durée moyenne de la maladie.

#### Indication recherchée

Fraction de la population nécessitant des soins préventifs et curatifs spécifiques.

## II INTERPRÉTATION

Simple à définir, la prévalence des maladies est souvent difficile à mesurer et son ampleur varie beaucoup avec la nature des informations utilisées. C'est ce que nous nous proposons d'illustrer ici afin de souligner le manque de comparabilité de statistiques provenant de sources différentes.

#### Prévalence instantanée de la morbidité ressentie

À l'occasion de l'enquête de 1978-79 sur la santé des Canadiens vivant en dehors des institutions, on a relevé les divers problèmes de santé affectant les personnes de cinq ans et plus au moment de l'entrevue à domicile. Les symptômes, malaises ou maladies déclarés par les enquêtés ont ensuite été codés selon la Classification internationale des maladies afin de dresser le tableau de la morbidité ressentie par ces enquêtés.

Le tableau 38 fournit les estimations de la prévalence de la morbidité ressentie par la population canadienne vivant en dehors des institutions. On y remarque:

- 1. que plus de la moitié de cette population souffre d'une altération de la santé,
- 2. que la proportion de personnes en mauvaise santé augmente avec l'âge ainsi que le nombre de leurs problèmes,
- 3. que les femmes ont plus de problèmes de santé que les hommes aux âges adultes et avancés.

Sous peine de susciter une inquiétude excessive, un tel bilan doit être assorti de quelques explications complémentaires.

On ne peut certainement conclure des résultats obtenus que seulement 46% des Canadiens se sentent en bonne santé. En effet, dans des enquêtes comparables faites aux États-unis, près de 90% des personnes s'estiment en bonne ou en excellente santé alors que bon nombre d'entre-elles

11 Eag.

TABLEAU 38. Proportion de personnes ayant au moins un problème de santé et nombre moyen de problèmes par personne en mauvaise santé, Canada, 1978-79

	Moins de 15 ans		-44	15-64 ans			65 ans et p	lus		Total		
	Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes
Population totale (E) <sup>1</sup>	5,531	2,833	2,699	15,473	7,697	7,775	2,019	887	1,132	23,023	11,417	11,606
Effectif de "malades" ayant au moins un problème de santé (M) <sup>1</sup>	1,928	1,005	924	8,853	3,968	4,885	1,729	742	987	12,510	5,714	6,796
Nombre absolu de problèmes de santé (P)¹	2,634	1,385	1,249	17,692	7,177	10,515	5,200	1,997	3,203	25,526	10,559	14,967
Proportion de person- nes (en pourcentage ayant au moins un problème: M/E		35.5	34.2	57.2	51.6	62.8	85.6	83.7	87.2	54.3	50.0	58.6
Nombre moyen de problèmes par perso ne en mauvaise sant	é:											
P/M	1.37	1.38	1.35	2.00	1.81	2.15	3.01	2.69	3.25	2.04	1.85	2.20

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> En milliers.

Source: D'après Canada, Santé et Bien-être social Canada et Statistique Canada, La santé des Canadiens: Rapport de l'Enquête Santé Canada, Approvisionnements et Services Canada, Ottawa, 1981, p. 120.

éprouvent, au même moment, un problème quelconque de santé<sup>11</sup>. Autrement dit, la prévalence du sentiment de bonne santé est très supérieure au complément à l'unité de la prévalence de la morbidité ressentie.

Ce paradoxe apparent tient évidemment à la très grande hétérogénéité de nature, de durée et de gravité des divers problèmes de santé déclarés par les individus. La majorité de ces problèmes sont perçus comme mineurs ou passagers: ainsi, selon l'enquête canadienne, plus de la moitié d'entre-eux n'entraînaient, sur le moment, ni incapacité, ni visite médicale, ni prise de médicaments. En les traitant tous sur un pied d'égalité on surestime donc l'altération de la santé qui en résulte, et c'est pourquoi on préfère estimer celle-ci par la prévalence de l'incapacité (voir I-04 et I-12).

## Saisie de la morbidité prévalente par l'appareil de soins

Également extrait de l'enquête de 1978-79, le tableau 39 montre la fréquence du recours aux professionnels de la santé dans les 15 derniers jours précédant l'entrevue, et ceci pour les 12 problèmes le plus fréquemment déclarés. Ce tableau éclaire la relation existant entre la morbidité saisie dans le court terme par l'appareil de soins et la morbidité prévalant au même moment dans la population vivant à domicile.

Ces deux morbidités diffèrent à la fois par le volume et par la structure. Seuls 13% des problèmes ont donné lieu à consultation dans les 15 derniers jours. Par ailleurs, si les problèmes les plus fréquents sont l'arthrite et les rhumatismes, les troubles des membres et des articulations, le rhume des foins et les autres allergies, les principales causes de consultation sont les soins dentaires, les maux dans les membres et les articulations ainsi que les lésions qui ne figurent pas parmi les 12 problèmes les plus répandus.

Cette comparaison a le grand mérite d'attirer l'attention sur la nécessité de tenir compte de la fréquence du recours aux soins dans l'interprétation de statistiques de morbidité établies d'après l'activité des professionnels de la santé, et donc de faire une nette distinction entre la morbidité ressentie et la morbidité diagnostiquée (voir chapitre 5).

#### Morbidité ressentie et morbidité objective

Pour estimer la prévalence d'une maladie au sein d'une population, la méthode la plus sûre consiste à soumettre un échantillon représentatif de cette population à un examen systématique de dépistage de la maladie. Si l'examen est valide, on atteint alors la morbidité dite "objective" par opposition à la morbidité "subjective", ou morbidité ressentie, dont la mesure ne repose que sur les déclarations faites par les individus.

L'enquête de 1978-79 permet de comparer la prévalence de ces deux types de morbidité en ce qui concerne l'hypertension artérielle (tableau 40). La morbidité objective est supérieure à la morbidité ressentie chez les hommes (9% contre 6%), et inférieure chez les femmes (7% contre 9%). Par ailleurs, les deux tiers des hypertendus ignoraient leur état tandis que près du tiers de ceux qui se déclaraient hypertendus avaient une tension artérielle normale au moment où elle a été prise.

Selon toute vraisemblance, les différences constatées entre ces deux mesures de la morbidité tenaient principalement aux raisons suivantes:

- 1. les personnes ignorantes de leur état en étaient encore à la phase asymptomatique de la maladie,
  - 2. la plupart des personnes se plaignant d'hypertension prenaient des médicaments hypotenseurs.

Des situations équivalentes pourraient également être observées pour les autres maladies chroniques, celles-ci se caractérisant par une longue phase occulte et des périodes de rémission.

United States. Department of Health, Education and Welfare. National Center for Health Statistics. Health, United States, 1975, Washington, D.C., Government Printing Office, 1976, vi + 612 p.

TABLEAU 39. Fréquence du recours aux professionnels de la santé dans les 15 derniers jours précédant l'entrevue selon le genre de problèmes, Canada, 1978-79

0 1 113		Pı	roblèmes de s	anté		Consultation	$\mathbb{S}^1$
Genre de problèmes de santé		Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes
Arthrite et rhuma-	Nbre %	2,440,000	844,000	1,596,000	66,000 2.7	$22,000^{2}$ $2.6^{2}$	
Troubles des mem- bres et des articu- lations	Nbre %	2,334,000	1,182,000	1,153,000	295,000 12.6	139,000 11.8	156,000 13.5
Rhume des foins et autres allergies	Nbre %	2,157,000	987,000	1,170,000	121,000 5.6	$67,000^{2} \\ 6.8^{2}$	
Troubles de la peau	Nbre %	2,064,000	756,000	1,308,000	145,000 7.0	45,000 6.0	100,000 7.6
Troubles de la dentition	Nbre %	1,697,000	739,000	958,000	356,000 21.0	143,000 19.4	213,000 22.2
Hypertension	Nbre %	1,551,000	588,000	963,000	- FI		90,000
Troubles de la vision	Nbre %	1,200,000	449,000	750,000	90,000 7.5	$42,000^{2} \\ 9.4^{2}$	48,000 6.4
Maux de tête	Nbre %	1,102,000	292,000	809,000	46,000 4.2	$15,000^2 \\ 5.1^2$	31,000 3.8
Troubles de l'au- dition	Nbre %	1,028,000	607,000	422,000	104,000 10.1	48,000 7.9	56,000 13.3
Troubles mentaux	Nbre %	1,000,000	363,000	637,000	115,000 11.5	$43,000^2 \\ 11.8^2$	72,000 11.3
Maladie cardiaque	Nbre %	847,000	429,000	418,000	94,000 11.1	52,000 12.1	42,000 10.0
Affections aiguës des voies respira- toires	Nbre %	781,000	355,000	426,000	274,000 35.1	106,000 29.9	168,000 39.4
TOTAL	Nbre %	25,526,000	10,559,000	14,967,000	3,354,000 13.1	1,390,000 13.2	1,964,000 13.1

Pour chaque sexe, les pourcentages sont égaux à: (nombre de consultations/nombre de problèmes) x 100.

La marge d'erreur se situe entre 20% et 39%.

Source: Canada. Santé et Bien-être social Canada et Statistique Canada, La santé des Canadiens: Rapport de l'Enquête Santé Canada, Approvisionnements et Services Canada, Ottawa, 1981, p. 123.

TABLEAU 40. Population de cinq ans et plus, selon la tension artérielle déclarée, la tension artérielle mesurée et le sexe, Canada, 1978-79

Tension artérie mesurée	lle	Total	Hypertension déclarée	Hypertension non déclarée
Total	Nbre	21,302,000	1,583,000	19,719,000
Total	%	100.0	7.4	92.6
Hommes	Nbre	10,536,000	607,000	9,929,000 94.2
	%	100.0	5.8	54.2
Femmes	Nbre %	10,767,000 100,0	976,000 9.1	9,792,000 90.9
Normale				
Total	Nbre %	16,560,000 100.0	467,000 2.8	16,093,000 97.2
Hommes	Nbre	7,839,000	137,000¹	7,702,000
	%	100.0	1.81	98.3
Femmes	Nbre	8,721,000	330,000	8,391,000
	%	100.0	3.8	96.2
Aux limites				
Total	Nbre %	2,859,000 100.0	491,000 17.2	2,368,000 82.8
Hommes	Nbre	1,663,000	234,000	1,429,000
	%	100.0	14.1	85.9
Femmes	Nbre	1,196,000	257,000	940,000
	%	100.0	21.5	78.5
Élevée				
Total	Nbre	1,746,000	612,000	1,134,000 64.9
	%	100.0	35.1	04.9
Hommes	Nbre	963,000	236,000	727,000
	%	100.0	24.5	75.5
Femmes	Nbre	784,000	377,000	407,000
	%	100.0	48.1	51.9
Inconnu				
Total	Nbre %	$137,000^{1} \\ 100.0$		$124,000^{1} \\ 90.5^{1}$
	~/0	100.0		
Hommes	Nbre	71,000¹		70,0001
	%	100.0		98.61
Femmes	Nbre			
	%		AND THE STREET	

La marge d'erreur se situe entre 20% et 39%.

Source: Canada. Santé et Bien-être social Canada et Statistique Canada, La santé des Canadiens: Rapport de l'Enquête Santé Canada, Approvisionnements et Services Canada, Ottawa, 1981, p. 151.

Comme le montre cet exemple, si la mesure de la morbidité ressentie permet d'estimer les besoins de santé indépendamment de la fréquence du recours à l'appareil de soins, elle n'en fournit parfois qu'une estimation très partielle. Des essais de mesure de la morbidité objective deviennent alors des plus utiles.

## III FICHE TECHNIQUE

## Incidence et prévalence

Il est facile de comprendre qu'il y a d'autant plus de malades que les nouveaux cas sont nombreux et que la maladie dure longtemps. Autrement dit, la prévalence d'une maladie varie comme le produit de son incidence par sa durée moyenne, et ceci a deux conséquences importantes qu'il faut garder à l'esprit:

- 1. la hiérarchie des maladies est différente selon que l'on considère leur incidence ou leur prévalence,
- 2. l'incidence et la prévalence peuvent évoluer différemment dans le temps si la durée moyenne de la maladie varie elle aussi.

#### Prévalence et mortalité

Toute réduction de la létalité d'une maladie incurable a pour effet d'en allonger la durée moyenne, et donc d'en augmenter la prévalence. Pour ces maladies, les tendances suivies par la prévalence et la mortalité peuvent ainsi être divergentes.

# I-08: TAUX DE MORBIDITÉ HOSPITALIÈRE

## I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Rapport à l'effectif de la population au milieu de l'année du nombre de sorties d'hôpital enregistrées dans l'année, ou du nombre de journées que les sortants ont passé à l'hôpital, et ceci selon la raison médicale de l'hospitalisation.

## Fonction descriptive

Ces taux rendent compte de la fréquence, de la durée et des raisons du recours aux soins prodigués dans les hôpitaux, exception faite des consultations externes.

#### Indication recherchée

Ces taux sont souvent utilisés pour hiérarchiser divers problèmes de santé en fonction de leur impact sur la santé moyenne de la population.

#### II INTERPRÉTATION

Les tableaux 41 et 42 fournissent des extraits de la statistique canadienne de morbidité hospitalière pour l'année 1980-81. En cas de besoin, ces données brutes peuvent être converties en nombres de sorties et de journées pour 100,000 personnes, c'est-à-dire en taux bruts.

Le séjour à l'hôpital s'inscrivant dans une période d'incapacité de la personne, on peut attendre de la morbidité hospitalière qu'elle nous renseigne sur les principales causes d'altération de la santé moyenne de la population. De fait, si on met à part les accouchements, les principales causes d'hospitalisation figurent également parmi les principales causes d'incapacité ou de mortalité. Pour des ensembles choisis de maladies, on peut même dresser des hiérarchies tout à fait comparables en se servant des données de mortalité, d'incapacité ou de morbidité hospitalière.

Néanmoins, les statistiques de morbidité hospitalière sont entachées d'effets sélectifs tenant à la nature différente des problèmes de santé et des soins qu'ils requièrent. Le partage entre soins ambulatoires et soins hospitaliers varie beaucoup avec la nature des problèmes. Par exemple, la concentration à l'hôpital des soins chirurgicaux d'importance provoque une sur-représentation de certains problèmes dans les données de morbidité hospitalière, en particulier dans celles concernant les sorties.

En outre, ces statistiques subissent de nombreuses distorsions sous l'effet de facteurs exogènes à l'état de santé. Parmi ces facteurs, citons: la disponibilité des soins, leur accessibilité physique et financière, les décisions visant à limiter le nombre et la durée des hospitalisations, etc. Tout ceci altère grandement la comparabilité dans le temps et l'espace des données de morbidité hospitalière.

## III FICHE TECHNIQUE

Les statistiques canadiennes sont établies d'après les fiches de départ fournies par les hôpitaux généraux publics et spéciaux divers. Les départs, ou sorties, sont occasionnés par le décès, le retour au domicile ou le transfert vers un autre hôpital ou une institution. Dans ces statistiques, une même personne figure autant de fois qu'il y a de fiches de départ établies à son nom.

TABLEAU 41. Douze principales causes d'hospitalisation en fonction du nombre de départs et de jours de soins hospitaliers selon les sous-groupes de la CIM-9, sexe masculin, Canada, 1980-81

	Sous-groupes de maladies et conditions		Nombre de départs		Jours de soins hospitaliers			
	maiagies et conditions	Rang	Nombre	Pour- centage	Rang	Nombre	Pour- centage	
42.	Cardiopathies ischémiques	1	88,799	5.9	2	1,206,235	6.5	
77.	Symptômes et constatations anormales non spécifiques	2	78,416	5.2	12	487,264	2.6	
56.	Hernie abdominale	3	57,653	3.8		ar id-	-	
51.	Autres maladies des voies respiratoires supérieures	4	57,606	3.8				
50.	Maladies pulmonaires obstructives chroniques et affections connexes	5	55,534	3.7	7	600,987	3.2	
57.	Entérite et colite non infectieuses et autres maladies de l'intestin et du péritoine	6	54,379	3.6			-00	
61.	Maladies des organes génitaux de l'homme	7	50,993	3.4	-	-		
30.	Troubles névrotiques, de la personnalité et autres non psychotiques	8	46,479	3.1	4	694,996	3.7	
43.	Troubles de la circulation pulmonaire et autres formes de cardiopathies	9	43,649	2.9	5	682,470	3.7	
73.	Affections des régions du plan dorsal et rhumatisme abarticulaire	10	43,491	2.9	_*			
58.	Autres maladies de l'appareil digestif	11	42,021	2.8	9	525,995	2.8	
47.	Affections aiguës des voies respiratoires	12	41,304	2.8	- 1		-	
44.	Maladies vasculaires cérébrales			19	1 -	1,637,944	8.8	
29.	États psychotiques organiques et autres psychoses	1		-	3	950,480	5.1	
34.	Autres maladies et syndromes du système nerveux central	-	Alla-	_	6	663,942	3.6	
45.	Maladies des artères, artérioles et capillaires	-		D _ 1	8	549,067	3.0	
49.	Pneumonie	-	H	-	10	500,938	2.7	
98.	Rubriques supplémentaires		_	_	11	494,806	2.7	

Source: Statistique Canada, Division de la sante, Section de la statistique des soins en établissement.

TABLEAU 42. Douze principales causes d'hospitalisation en fonction du nombre de départs et de jours de soins hospitaliers selon les sous-groupes de la CIM-9, sexe féminin, Canada, 1980-81

	Sous-groupes de		Nombre de départs			Jours de soins hospitaliers	
	maladies et conditions	Rang	Nombre	Pour- centage	Rang	Nombre	Pour- centage
67.	Accouchement	1	348,196	16.8	2	1,861,412	7.7
63.	Autres affections des organes génitaux de la femme	2	119,350	5.8	10	718,213	3.0
64.	Complications liées principalement à la grossesse et grossesse ectopique	3	103,305	5.0	- 1	-	
77.	Symptômes et constatations anormales non spécifiques	4	86,959	4.2			-
98.	Rubriques supplémentaires	5	81,478	3.9	7	853,205	3.5
58.	Autres maladies de l'appareil digestif	6	64,230	3.1	11	695,763	2.9
57.	Entérite et colite non infectieuses et autres maladies de l'intestin et du péritoine	7	64,057	3.1			460
66.	Grossesse aboutissant à l'avortement moins la grossesse ectopique	8	57,048	2.8	- 2		
51.	Autres maladies des voies respiratoires supérieures	9	53,393	2.6	_		-
30.	Troubles névrotiques, de la personnalité et autres non psychotiques	10	53,135	2.6	5	908,576	3.8
42.	Cardiopathies ischémiques	11	51,817	2.5	4	1,133,785	4.7
62.	Affections du sein et affections inflamma- toires des organes pelviens de la femme	12	41,760	2.0			
44.	Maladies vasculaires cérébrales			-	1	2,048,246	8.5
29.	États psychotiques organiques et autres psychoses				3	1,315,483	5.5
43.	Troubles de la circulation pulmonaire et autres formes de cardiopathies				6	861,488	3.6
34.	Autres maladies et syndromes du système nerveux central		-14	- Viring (	8	799,472	3.3
72.	Arthropathies et affections apparentées	-1112	-		9	726,943	3.0
81.	Fractures du membre inférieur	_			12	686,994	2.8

Source: Statistique Canada, Division de la santé, Section de la statistique des soins en établissement.

# I-09: TAUX DE MORTALITÉ PAR CAUSE

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Nombre annuel de décès attribués à une cause donnée pour 100,000 personnes dans la population sous observation (taux brut), ou dans une population de référence que l'on a soumis, par l'artifice du calcul, aux mêmes conditions de mortalité (taux comparatif).

## Fonction descriptive

Toutes choses égales par ailleurs, le nombre de décès attribués annuellement à une cause donnée dépend de l'effectif et de la composition par âge de la population. Aussi, dans des études comparatives, se sert-on du taux brut pour s'affranchir de l'effet d'effectif, et du taux comparatif pour éliminer à la fois l'effet d'effectif et l'effet de l'inégale distribution des effectifs selon l'âge.

#### Indication recherchée

Importance des problèmes sanitaires liés au développement de certaines pathologies ou suscités par certaines causes extérieures.

#### II INTERPRÉTATION

## Intérêt des statistiques de mortalité selon la cause

En raison de l'indigence bien connue des statistiques de morbidité, les statistiques de décès selon la cause demeurent les seules à nous fournir un tableau général des atteintes morbides subies par la population. Ce tableau est disponible au moins une fois l'an dans les pays pourvus d'un bon système d'enregistrement des faits d'état civil.

Dans un tel tableau, la fréquence de chaque atteinte morbide est nécessairement pondérée par sa létalité. Ainsi, une maladie fréquente, mais rarement mortelle, y sera moins bien représentée qu'une autre maladie moins répandue, mais généralement plus sévère. Pour parler de façon imagée, le "spectre" de la morbidité se trouve donc décalé au profit des pathologies les plus graves.

Ce décalage est plutôt une aide qu'une gêne à la détermination des principaux problèmes sanitaires puisqu'il classe ces problèmes selon une échelle de gravité indépendante des observateurs. Néanmoins, il faut savoir que cette échelle de gravité est impropre à l'appréciation de l'importance réelle de certains accidents et de certaines maladies qui, à l'instar des maladies mentales, n'entraînent que peu de décès mais beaucoup de déficiences et d'incapacités.

Rappelons, en outre, que la cause de décès retenue par les statisticiens est la cause initiale, c'est-à-dire celle qui a déclenché l'évolution morbide ayant conduit la personne à la mort (voir chapitre 5). C'est évidemment la cause qu'il importe de prévenir, ce qui explique l'intérêt tout particulier que lui portent les responsables de la santé publique.

## Intérêt et limites des taux de mortalité par cause

Le taux brut de mortalité pour une cause donnée fournit un nombre de décès pour un effectif de population maintenu constant dans le temps ou l'espace. Ce taux est d'autant plus sensible à la composition par âge de la population que la mortalité concernée varie beaucoup avec l'âge; ainsi, la sensibilité du taux à ce facteur démographique sera négligeable pour la mortalité d'origine accidentelle, mais forte pour la mortalité attribuable aux lésions cérébro-vasculaires. Dans la plupart des cas, apprécier l'importance d'une maladie d'après la valeur du taux brut de mortalité, c'est donc admettre implicitement que cette importance dépend à la fois de la proportion de personnes appartenant aux groupes d'âge à risques élevés et du niveau de ces risques.

Bien qu'un tel point de vue ne soit pas aussi hétérodoxe qu'on l'imagine parfois, il ne suffit évidemment pas à tous les besoins de la planification sanitaire. Sans pouvoir sur le facteur démographique, les responsables de la santé publique se demanderont surtout si la variation d'une mortalité particulière dans le temps ou l'espace résulte bien d'une variation concomitante des risques encourus. Pour le savoir, ils neutraliseront l'effet des différences de composition par âge en calculant des taux comparatifs de mortalité pour la cause spécifiée.

Interprétées avec prudence (voir fiche technique), des variations importantes du taux comparatif de mortalité sont hautement significatives pour la santé publique. Du fait de l'élimination de l'effet de l'âge, ces fortes variations ne peuvent en effet s'expliquer par des facteurs relevant exclusivement de la biologie humaine. L'explication doit en être recherchée ailleurs: degré d'exposition aux facteurs de risque de la maladie, fréquence et précocité du recours aux soins, disponibilité et accessibilité des soins préventifs et curatifs, efficacité de tels soins. Une évaluation du rôle probable de chacun de ces facteurs déterminants permettra d'orienter l'action sanitaire à entreprendre.

Le taux comparatif, comme d'ailleurs le taux brut, souffre néanmoins de certaines limitations qui en ont restreint l'usage en tant qu'indicateur:

- 1. il amalgame tous les décès attribués à une même cause alors que ceux qui surviennent à un âge avancé apparaissent comme difficilement évitables,
- 2. il accorde le même poids à tous ces décès alors que le retentissement d'un décès est d'autant plus grand qu'il survient tôt dans la vie.

Certes, on peut réduire l'effet de ces limitations en calculant un taux comparatif excluant la mortalité des personnes très âgées. Mais, à cette solution imparfaite, on préfère habituellement le recours à d'autres indicateurs dont le plus connu est "les années potentielles de vie perdues" (voir I-15).

## III FICHE TECHNIQUE

## Calcul des taux

Calculé sur une année, le taux de mortalité pour une cause donnée s'obtient en multipliant par 100,000 le rapport du nombre de décès attribués à cette cause durant l'année à l'effectif de la population au milieu de l'année (tableau 43). Lorsque le calcul est mené sur une période pluriannuelle, les décès en cours de période sont rapportés à la somme des effectifs de la population au milieu des années constitutives de ladite période, et ceci dans le but de conserver au taux une dimension annuelle.

Quant au principe de calcul d'un taux comparatif de mortalité pour une cause donnée, il est tout à fait semblable à celui d'un taux comparatif de mortalité générale (voir fiche technique de I-02). La seule différence concerne les décès retenus: décès attribués à une cause dans un cas, ensemble des décès dans l'autre.

#### Comparabilité des taux

La comparabilité des taux dans l'espace et le temps peut être affectée par des différences dans le classement des décès selon la cause. Avant de comparer les taux, on s'assurera donc de l'homogénéité des modes de déclaration, de sélection et de classement des causes de décès.

Signalons aussi que, pour de petites populations, les taux obtenus peuvent être entachés d'importantes fluctuations aléatoires. Dans ce cas, l'emploi de tests statistiques permettra de distinguer les différences significatives de celles qui ne pourraient être dues qu'au hasard.

TABLEAU 43. Calcul des taux de mortalité par cause, selon le sexe et suivant l'âge: l'exemple des tumeurs<sup>1</sup>, Canada, 1976

		Sexe mascu	lin	to The Land	Sexe fémi	nin	
Groupe d'âge	Nombre de décès par tumeurs	Population	Taux (pour 100,000)	Nombre de décès par tumeurs	Population	Taux (pour 100,000)	
	(1)	(2)	$(3) = [(1)/(2)] \times 10^5$	(4)	(5)	$(6) = [(4)/(5)] \times 10^{5}$	
0 an	11	177,690	6.2	6	168,855	3.6	
1- 4 ans	54	710,950	7.6	33	674,505	4.9	
5- 9 "	69	966,730	7.1	52	921,080	5.6	
10-14 "	65	1,164,645	5.6	48	1,111,730	4.3	
15-19 "	97	1,195,975	8.1	58	1,149,280	5.0	
20-24 "	110	1,065,770	10.3	68	1,068,040	6.4	
25-29 "	114	1,000,520	11.4	86	992,540	8.7	
30-34 "	130	822,690	15.8	150	804,795	18.6	
35-39 "	198	671,340	29.5	264	657,450	40.2	
40-44 "	385	643,575	59.8	397	624,640	63.6	
45-49 "	719	630,475	114.0	784	622,370	126.0	
50-54 "	1,282	595,715	215.2	1,215	624,465	194.6	
55-59 "	1,837	492,260	373.2	1,505	526,775	285.7	
60-64 "	2,616	435,785	600.3	1,891	469,615	402.7	
65-69 "	3,029	338,520	894.8	1,948	382,300	509.5	
70-74 "	3,152	241,365	1,305.9	1,990	292,360	680.7	
75-79 "	2,565	150,430	1,705.1	1,885	212,275	888.0	
80-84 "	1,851	85,250	2,171.3	1,559	135,310	1,152.2	
85 ans							
et plus	1,399	59,835	2,338.1	1,505	104,695	1,437.5	
Tous					44 = 40 0 = =	100.0	
âges	19,683	11,449,520	171.9	15,444	11,543,080	133.8	

<sup>1</sup> Rubriques 140-239 de la CIMA (8º révision).

Source: D'après Statistique Canada, Causes de décès, 1976, nº 84-203 au catalogue, p. 33, et Statistique Canada, Recensement du Canada de 1976, nº 92-823 au catalogue, tableau 11.

# I-10: PROBABILITÉ DE DÉCÉDER D'UNE CAUSE DONNÉE

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Proportion de personnes décédant de la cause spécifiée dans une génération soumise aux conditions de mortalité prévalant dans la population.

# Fonction descriptive

Comme on ne meurt pas des mêmes causes aux divers âges de la vie, la répartition selon la cause de l'ensemble des décès observés durant une période est sensible à la composition par âge de la population. L'effet de ce facteur parasite peut être éliminé par le calcul de la même répartition pour les décès survenant dans une génération soumise par hypothèse aux mêmes conditions de mortalité. Les probabilités résultant de ce calcul permettent de savoir quelle est la véritable répartition associée au niveau de mortalité observé.

#### Indication recherchée

Importance relative d'un problème sanitaire d'après sa contribution à l'extinction des générations.

#### II INTERPRÉTATION

En guise d'illustration, nous reproduisons au tableau 44 la probabilité de décéder de certaines causes dans les conditions de mortalité ayant prévalu au Canada et aux États-Unis dans les années soixante-dix. On y remarquera notamment la place prépondérante occupée de nos jours par les maladies de l'appareil circulatoire et les tumeurs dans l'ensemble des causes de décès.

Ces probabilités sont évidemment à considérer lorsque l'on désire connaître la répartition des décès selon la cause qui est véritablement associée au niveau de mortalité observé. La répartition réellement observée s'en écartera plus ou moins selon la composition par âge de la population.

Un examen plus approfondi de la structure de la mortalité selon la cause exigerait une désagrégation de ces probabilités selon les âges de la vie. Sans l'entreprendre ici, nous indiquerons dans la fiche technique la voie à suivre pour y parvenir.

De telles probabilités peuvent servir à pondérer les arguments qualitatifs invoqués lors du choix des priorités d'action sanitaire. Néanmoins, pour cette pondération, c'est plutôt à un indicateur combinant ces probabilités avec le nombre moyen d'années de vie perdues par décédé que l'on fait généralement appel (voir I-14).

## III FICHE TECHNIQUE

#### Informations nécessaires

Le calcul de la probabilité de décéder d'une cause spécifiée requiert la connaissance préalable des informations suivantes:

- a) la statistique des décès observés selon le sexe, l'âge et la cause initiale du décès,
- b) la table de mortalité générale pour la même période de référence.

TABLEAU 44. Pourcentage de personnes décédant de certaines causes dans une génération, selon le sexe, États-Unis (1969-71) et Canada (1970-72 et 1975-77)

0.1.1.1			Hommes			Femmes	
Code de la CIMA (8º révision)	Cause de décès	Étas-Unis 1969-71	Canada 1970-72	Canada 1975-77	Étas-Unis 1969-71	Canada 1970-72	Canada 1975-77
				pour	rcentage		
140-239	Tumeurs	17.2	19.5	20.7	16.3	18.2	18.8
150-159	Tumeurs de l'appareil digestif						
	et du péritoine	4.8	6.8	6.5	5.1	6.9	6.7
160-163	Tumeurs de l'appareil respira-						
	toire	5.2	5.3	6.3	1.3	1.1	1.6
174	Cancer du sein	-	-	-	3.0	3.4	3.5
390-458	Maladies de l'appareil circula-						
	toire	56.4	53.4	52.0	63.2	59.4	58.2
410-414	Maladies ischémiques du coeur	39.1	35.4	34.2	38.2	33.0	32.2
430-438	Lésions cérébro-vasculaires	9.5	9.6	8.9	15.1	14.9	14.2
E800-E999	Accidents	7.9	7.8	7.5	4.2	4.5	4.3
E810-E823	Accidents véhicules à moteur	2.8	2.8	2.3	1.2	1.2	1.0
E800-E807 et							
E825-E949	Autres accidents	3.0	3.4	3.2	2.1	2.5	2.4
001-E999	ENSEMBLE DES CAUSES	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Source: Calculé d'après les statistiques de l'état civil des États-Unis (1969 à 1971) et du Canada (1970 à 1972 et 1975 à 1977); United States. DHEW. United States Life Tables; 1969-71 (U.S. Decennial Life Tables, Vol. I, 1), Washington, U.S. DHEW, 1975, 29 p.; et Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces (1970-1972 et 1975-1977), nº 84-532 au catalogue.

#### Séquence des calculs

Une fois la cause choisie, on commence par calculer pour chaque sexe, et à chaque âge, la proportion de décès attribués à cette cause.

À l'aide de cette proportion, on calcule ensuite le nombre de décès correspondant dans la table de mortalité générale. À chaque âge, les décès de la table se trouvent ainsi répartis selon la cause initiale de la même manière que le sont les décès observés.

Il suffit ensuite d'additionner l'ensemble des décès de la table attribués à la cause incriminée, et de diviser la somme de ces décès par les survivants à la naissance pour obtenir la probabilité de décéder de cette cause. Le tableau 45 est une illustration de cette façon de faire.

## Désagrégation selon l'âge

En respectant les mêmes principes que précédemment, il est possible de calculer la "probabilité pour une personne d'âge x de décéder ultérieurement de la cause spécifiée". Parmi les décès de la table attribués à cette cause, on ne retient alors que ceux survenus au-delà de l'anniversaire x afin de les rapporter au nombre de survivants à ce même anniversaire. Ainsi, d'après notre tableau 45, la probabilité pour un homme de 65 ans de décéder ultérieurement d'un cancer serait de 0.205 (c'est-à-dire 14,611 divisé par le nombre de survivants à 65 ans dans la table de mortalité, soit 71,385).

On peut également calculer la "probabilité de décéder de la cause spécifiée dans un intervalle d'âge donné". Les décès de la table attribués à cette cause dans l'intervalle d'âge considéré sont alors rapportés au nombre de survivants au début du même intervalle. Les données du tableau 45 nous révèlent ainsi que la probabilité de décéder d'un cancer avant l'âge de 65 ans est, pour un Canadien, de 0.06044 ou 6,044 pour 100,000.

TABLEAU 45. Calcul de la probabilité de décéder de tumeurs, sexe masculin, Canada, 1975-77

Âge	Proportion de décès attribués aux tumeurs (pour 1,000)	Décès de la table de morta- lité (ensemble des causes)	Décès attribuables aux tumeurs	Décès attribuables aux autres causes
	(1)	(2)	$(3) = (1) \times (2)$	(4) = (2) - (3)
0 an	3.9	1,481	6	1,475
1- 4 ans	90.8	310	28	282
5-9"	169.5	168	28	140
10-14 "	122.9	228	28	200
15-19 "	55.2	705	39	666
20-24 "	52.6	886	47	839
25-29 "	76.4	732	56	676
30-34 "	117.4	743	87	656
35-39 "	132.8	1,005	133	872
40-44 "	175.0	1,551	271	1,280
45-49 "	208.2	2,525	526	1,999
50-54 "	241.8	3,942	953	2,989
55-59 "	262.6	5,940	1,560	4,380
60-64 "	271.7	8,399	2,282	6,117
65-69 "	265.4	11,124	2,952	8,172
70-74 "	254.4	13,729	3,493	10,236
75-79 "	223.1	15,057	3,359	11,698
80-84 "	183.0	14,174	2,594	11,580
85 ans et plus	127.9	17,301	2,213	15,088
Total		100,000	20,655	79,345
Probabilité		1	0.207	0.793

Source: Calculé d'après Statistique Canada, La Statistique de l'état civil, vol. IV, Causes de décès, nº 84-203 au catalogue (années 1975 à 1977) et Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces, 1975-1977, nº 84-532 au catalogue.

### Propriété

Lorsqu'elles sont calculées pour un même intervalle d'âge, et que les causes retenues sont mutuellement exclusives, les probabilités obtenues sont additives. En effet, elles ont alors pour dénominateur commun le nombre de survivants au début de l'intervalle, et leurs numérateurs sont des nombres de décès que l'on peut dans ce cas ajouter les uns aux autres sans craindre de doubles comptes.

La somme de ces probabilités devient intéressante à considérer lorsque les causes retenues pour leur calcul permettent de scinder l'ensemble des décès en groupes disjoints. Elle est alors nécessairement égale à la probabilité de décéder dans l'intervalle d'âge choisi pour une personne encore en vie au début de cet intervalle. Il s'ensuit qu'elle est égale à l'unité lorsque les probabilités que l'on additionne sont des probabilités ultérieures de décès, la mort étant certaine.

# I-11: RISQUE CUMULATIF DE DÉCÈS POUR UNE CAUSE DONNÉE

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Probabilité de décéder avant un âge donné en l'absence de toute autre cause de décès.

## Fonction descriptive

À la multiplicité des causes initiales de décès correspond une multiplicité de risques concurrents auxquels l'individu est exposé sa vie durant. L'interférence entre ces risques fait que le nombre de décès attribués à une cause particulière est inférieur à celui qui résulterait de l'exposition complète au risque attribuable à cette même cause. En traitant les décès imputés à d'autres causes comme des événements perturbateurs tronquant la durée d'exposition au risque étudié, il est possible d'évaluer celui-ci et de décrire ainsi chaque mortalité particulière indépendamment des autres types de mortalité.

#### Indication recherchée

Importance d'un problème sanitaire donné, considérée sur toute l'étendue d'un cycle de vie.

#### II INTERPRÉTATION

Apprécier l'importance d'une cause de décès d'après le nombre et la proportion des décès qui lui sont attribués, c'est constater une situation de fait qui résulte notamment de l'interférence entre les divers types de mortalité. Ce nombre et cette proportion sont donc indissociables du contexte de la mortalité générale et varient avec celui-ci: ainsi, toutes choses égales par ailleurs, le recul des maladies transmissibles a permis à un grand nombre de personnes de demeurer plus longtemps exposées au risque de décès par maladies chroniques, contribuant de la sorte à augmenter le nombre et la proportion de décès attribués à ces dernières maladies.

Il ressort de ce qui précède que seule une combinaison des risques observés à chaque âge peut fournir un indicateur spécifique de chaque mortalité particulière. Une telle combinaison peut être facilement obtenue en recourant au modèle de la table de mortalité. Grâce à la table, on peut en effet calculer un risque de décès sur un intervalle d'âge très étendu tout en éliminant l'interférence existante entre les divers types de mortalité.

Nous avons ainsi calculé le risque cumulatif de décès entre la naissance et l'âge de 85 ans pour les principales causes de décès (tableau 46). Ces risques indiquent quelle serait, dans une génération, la proportion de personnes qui décéderaient de la cause mentionnée avant l'âge de 85 ans si cette dernière était seule à agir. De la sorte, l'importance de chaque mortalité particulière se trouve bien mesurée indépendamment de celle de toute autre.

Dans la mesure où la notion de risque est maintenant largement popularisée, nous croyons que cet indicateur permettrait, mieux qu'une fréquence annuelle de décès, de sensibiliser l'opinion publique à certains problèmes de santé. Ainsi, l'expression de la surmortalité masculine en termes de risques nous semble plus suggestive qu'un simple écart entre deux taux annuels de mortalité. D'ailleurs, c'est bien en recourant à la notion de risque que l'on est parvenu à sensibiliser la population aux dangers pour la santé de certaines habitudes de vie....

Parce qu'il rend possible la perception de l'importance d'un problème sanitaire sur tout un cycle de vie, le risque cumulatif de décès peut également aider à définir les objectifs à long terme d'une politique de santé. En faisant varier les limites d'âge inférieure et supérieure, on pourra alors calculer des risques cumulatifs pour les phases du cycle appropriées aux divers objectifs.

TABLEAU 46. Risque de décès avant l'âge de 85 ans selon la cause et suivant le sexe, États-Unis (1969-71) et Canada (1970-72 et 1975-77)

		Hommes			Femmes		
Code de la CIMA (8º révision)	Cause de décès	États-Unis 1969-71	Canada 1970-72	Canada 1975-77	États-Unis 1969-71	Canada 1970-72	Canada 1975-77
			234	pou	r 100		WEST,
140-239	Tumeurs	29.5	30.8	31.7	19.3	20.4	20.0
150-159	Tumeurs de l'appareil digestif						
	et du péritoine	9.8	12.3	11.5	6.6	8.4	7.7
160-163	Tumeurs de l'appareil respira-						
	toire	9.5	9.1	10.8	1.7	1.4	1.9
174	Cancer du sein	-	-		3.8	4.1	4.0
390-458	Maladies de l'appareil circula						
	toire	69.5	63.4	60.9	52.0	46.4	42.4
410-414	Maladies ischémiques du coeur	55.7	48.4	46.0	36.4	30.0	27.1
430-438	Lésions cérébro-vasculaires	19.3	17.4	15.4	16.0	14.6	12.6
E800-E999	Accidents	10.6	9.8	9.2	4.6	4.4	4.2
E810-E823 E800-E807 et	Accidents véhicules à moteur	3.6	3.5	2.9	1.4	1.4	1.2
E825-E949	Autres accidents	4.4	4.4	4.2	2.3	2.2	2.1

Source: Voir source du tableau 44.

#### III FICHE TECHNIQUE

Le calcul d'un risque cumulatif se faisant à l'aide de la table de mortalité pour la cause spécifiée, nous commencerons cette fiche technique par la présentation d'une telle table et de son mode d'élaboration.

## Table de mortalité pour une cause donnée

Nous avons reproduit au tableau 47 la suite des quotients, des survivants et des décès d'une table abrégée de mortalité masculine par tumeurs. Le lecteur pourra vérifier aisément que:

- le nombre de survivants ne diminue avec l'avancement en âge que du fait de l'accumulation des décès figurant dans la table,
- les décès dans un intervalle d'âge sont en nombre égal au produit du quotient par les survivants au début de l'intervalle.

Les relations entre quotients, survivants et décès sont donc tout à fait identiques à celles qui existent dans une table de mortalité générale.

Mais, au-delà de cette analogie formelle, il existe bien sûr une différence fondamentale entre les deux tables et qui résulte de la nature différente du risque de décès pris en compte. Ainsi, dans une table de mortalité par tumeurs, on ne retient plus la totalité des risques de décès comme cela se fait dans une table de mortalité générale, mais seulement le risque particulier attribuable aux tumeurs. De ce fait, les survivants et les décès figurant au tableau 47, sont ceux que l'on pourrait dénombrer dans une génération fictive masculine dont les membres seraient soumis dès leur naissance au seul risque de décès par tumeurs.

#### Quotient de mortalité pour une cause donnée

Les décès et les survivants d'une table de mortalité pour une cause donnée ne dépendent donc que de l'effectif à la naissance de la génération fictive et de la suite des quotients de mortalité pour cette même cause. L'élaboration d'une telle table repose ainsi entièrement sur le calcul de ces quotients. Comment calculer de tels quotients?

TABLEAU 47. Table de mortalité par tumeurs<sup>1</sup>, sexe masculin, Canada, 1975-1977

Âge X	L(X)	D(X,X+A)	Q(X) pour 100,000
0 an	100,000	6	5.7
1 an	99,994	29	28.6
5 ans	99,966	29	29.1
10 "	99,937	29	28.6
15 "	99,908	40	39.8
20 "	99,868	48	48.2
25 "	99,820	58	58.4
30 "	99,762	91	91.7
35 "	99,670	141	141.5
40 "	99,529	290	291.6
45 "	99,239	572	576.4
50 "	98,667	1,067	1,081.2
55 "	97,600	1,823	1,868.0
60 "	95,777	2,851	2,977.0
65 "	92,926	4,085	4,396.4
70 "	88,841	5,655	6,365.8
75 "	83,185	6,948	8,352.4
80 "	76,237	7,908	10,372.9
85 "	68,329	68,329	100,000.0

Ensemble des tumeurs, c'est-à-dire les codes 140 à 239 de la CIMA, 8º révision. Source: Voir source du tableau 45.

Une première façon de faire s'appuie sur la répartition préalable des décès de la table de mortalité générale en fonction de la cause initiale du décès. Une fois cette répartition obtenue grâce à la méthode exposée dans la fiche technique de l'indicateur I-10, nous disposons pour chaque intervalle d'âge des trois informations suivantes:

S = nombre de survivants au début de l'intervalle dans la table de mortalité générale, $<math>D_{\parallel} = nombre de décès de cette même table attribués à la cause à laquelle on s'intéresse,$ 

D<sub>0</sub> = nombre de décès attribués aux autres causes.

En désignant par  $\mathbf{Q}_1$  le risque de décès attribuable à la cause choisie, le nombre de décès attendus dans l'intervalle d'âge considéré peut être évalué à  $\mathbf{SQ}_1$ . Ce nombre est supérieur à  $\mathbf{D}_1$  du fait de la soustraction de  $\mathbf{D}_2$  personnes à l'effectif exposé au risque dans la seconde moitié de l'intervalle. En supposant que les personnes décédées d'une autre cause n'étaient ni plus, ni moins exposées que les autres au risque attribuable à la cause choisie, on peut écrire:

$$\mathbf{D}_{_{1}} = \mathbf{S}\mathbf{Q}_{_{1}} - \frac{1}{2} \mathbf{D}_{_{2}}\mathbf{Q}_{_{1}}$$

Le quotient  $Q_1$  peut ainsi être obtenu par la formule(1) dont le tableau 48 donne un exemple d'application:

$$Q_{1} = D_{1}/(S - \frac{1}{2}D_{2})$$
 (1)

TABLEAU 48. Exemple de calcul de quotient de mortalité masculine par tumeurs selon la première formule, Canada, 1975-77

Âge	S	$\mathbf{D}_{_{2}}$	(S - ½ D <sub>2</sub> )	$D_{i}$	$Q_1 = D_1/(S - \frac{1}{2}D_2)$
50 ans	89,666	2,989	88,171	953	0.010809
55 "	85,724	4,380	83,534	1,560	0.018675
60 "	79,784	6,117	76,725	2,282	0.029742

Le plus souvent, c'est cependant à l'aide du quotient Q de mortalité générale et de la proportion f, de décès attribués à la cause choisie que l'on calcule le quotient Q, grâce à la relation:

$$Q_{1} = 1 - (1 - Q)^{f_{1}}$$
 (2)

Cette deuxième formule est jugée préférable à la précédente dans la mesure où, conformément à l'hypothèse d'indépendance entre les risques, elle permet de retrouver la probabilité de survie (1-Q) par la simple multiplication des compléments à l'unité des quotients de mortalité pour les différentes causes de décès, ce qui n'est pas toujours le cas lorsque ces quotients ont été obtenus par la première formule. Le tableau 49 est une illustration de cette deuxième manière de faire.

TABLEAU 49. Exemple de calcul de quotient de mortalité masculine par tumeurs selon la deuxième formule, Canada, 1975-77

Âge	Q	1-Q	$\mathbf{f}_{\iota}$	(1 - Q) f <sub>1</sub>	$Q_1 = 1 - (1 - Q)^{f_1}$
50 ans	0.043963	0.956037	0.2418	0.98919	0.01081
55 "	0.069292	0.930708	0.2626	0.98132	0.01868
60 "	0.105272	0.894728	0.2717	0.97023	0.02977

Ces deux méthodes de calcul des quotients de mortalité pour une cause donnée ne sont pas rigoureusement identiques. Une analyse serrée de leurs fondements théoriques respectifs a récemment décrit les situations où leur application conduit à des résultats différents<sup>12</sup>. En pratique cependant, les résultats obtenus sont généralement semblables pour la très grande majorité des causes et des âges. Ceci ne signifie pas qu'ils soient justes pour autant. Les deux méthodes reposent en effet sur une hypothèse d'indépendance entre le risque attribuable à la cause choisie et le risque comparable pour les autres causes, hypothèse fort contestable, spécialement aux âges avancés. Bien que cette difficulté soit bien connue de tous depuis longtemps, rares sont les auteurs qui ont tenté de la surmonter<sup>13</sup>.

#### Calcul du risque cumulatif de décès

Une fois la table de mortalité dressée, le risque cumulatif de décès de la naissance à un âge x se calcule en divisant le total des décès de la table entre la naissance et l'age x par l'effectif à la naissance.

Ainsi, d'après le tableau 46, le risque cumulatif de décès par tumeurs avant l'âge de 85 ans serait pour les Canadiens de: 0.317.

Le Bras, H. et Artzrouni, M., "Interférence, indifférence, indépendance", Population, 35, 6, novembre-décembre 1980, pp. 1123-1141.

Damiani, P., "Méthodes de calcul d'une table de mortalité non accidentelle", Bulletin trimestriel de l'Institut des actuaires français, 87, 204, mars 1976, pp. 29-52.

# I-12: PRÉVALENCE DES INCAPACITÉS SELON LA CAUSE

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Mesure de la fréquence des types d'incapacité au sein d'une population selon la cause à laquelle ils sont attribués.

## Fonction descriptive

De façon plus ou moins durable et plus ou moins importante, la survenue d'une maladie (ou d'un accident) altère la capacité de ses victimes à mener une existence normale en rendant difficile, ou impossible, l'accomplissement des actes élémentaires de la vie quotidienne et l'exercice des activités habituelles. La fréquence de ces types d'incapacité mesure l'impact de la prévalence d'une maladie sur la vie ordinaire d'une population.

#### Indication recherchée

Altération de la santé positive de la population résultant de la prévalence de la maladie spécifiée.

#### II INTERPRÉTATION

## Morbidité ressentie et incapacités

En présentant la prévalence de la morbidité ressentie (voir I-07), nous avons montré combien cette prévalence est forte même lorsque l'on ne prend pas en compte la population vivant en institution. Cependant, les problèmes de santé déclarés par les individus paraissent souvent peu graves puisque beaucoup d'entre-eux n'entraînent aucun de ces comportements caractéristiques des personnes se sentant malades. Pour obtenir une vue plus réaliste de l'état de santé d'une population, il est donc nécessaire de pondérer la morbidité ressentie par la gravité des divers problèmes de santé.

C'est précisément l'incapacité qui est généralement retenue comme expression de cette gravité. Les statistiques disponibles dans certains pays, dont le Canada, permettent de caractériser la gravité d'un problème de santé par quatre proportions calculées pour l'ensemble des personnes se plaignant de ce problème:

- 1. la proportion de personnes ayant connu une ou plusieurs journées d'incapacité au cours des deux dernières semaines.
- 2. la proportion de personnes ayant dû restreindre leur activité principale à cause de ce problème de santé,
- 3. la proportion de personnes contraintes à l'inactivité pour la même raison,
- 4. la proportion de personnes placées en institution à cause du même problème.

Il s'agit là de la prévalence instantanée de divers types d'incapacité au sein de la population présentant un problème de santé défini.

Pour fins d'illustration, nous reproduisons dans la colonne médiane du tableau 50 la prévalence de la restriction d'activité au sein de la population canadienne vivant en dehors des institutions. Comme on le voit, ce type d'incapacité affecte plus de 41% des personnes présentant

des problèmes cardiaques et près de 35% de celles qui sont blessées. À l'opposé, de nombreux problèmes très répandus dans la population, n'entraînent que rarement une limitation de l'activité principale.

TABLEAU 50. Prévalence des problèmes de santé et des restrictions d'activité qui en découlent, Canada, 1978-79

Genre de problèmes de santé	Nombre de problèmes pour 10,000 habitants	Nombres de cas d'activité restreinte pour 100 problèmes	Nombre de cas d'activité restreinte pour 10,000 habitants
	(1)	(2)	(3) = [(1)x(2)]/100
Troubles mentaux	434.3	12.6	54.7
Diabète	164.6	10.6	17.4
Troubles de la thyroïde	129.0	0.3 (hommes)	160 V 180 TO
Anémie	181.1	3.1¹ (femmes)	- 1
Maux de tête	478.7	1.0¹ (femmes)	-
Troubles de la vision	521.2	6.0	31.3
Troubles de l'audition	446.5	3.31	14.8
Hypertension	673.7	4.9	33.0
Maladie cardiaque	367.9	41.1	151.2
Affections aigues des voies			
respiratoires	339.2		MONTH AND THE
Influenza	295.4		
Bronchite et emphysème	244.1	9.8	23.9
Asthme	237.6	17.7	42.1
Rhume des foins et autres			
allergies	936.9	1.3	12.2
Troubles de dentition	737.1	A STATE OF THE PARTY OF THE PAR	-
Ulcères gastriques ou du			
duodénum	209.4	$2.5^1$ (hommes)	-
Troubles digestifs	298.4	6.8	20.4
Troubles de la peau	896.5		
Arthrite et rhumatisme	1,059.8	11.4	120.7
Troubles des membres et			
des articulations	1,013.7	22.1	224.1
Lésions	267.6	34.9	93.4
Autres	1,155.3	24.2	279.3
TOTAL	11,087.2	10.4	1,156.2

La marge d'erreur se situe entre 20% et 39%.

Source: Canada. Santé et Bien-être social Canada et Statistique Canada, La santé des Canadiens: Rapport de l'Enquête Santé Canada, Approvisionnements et Services Canada, Ottawa, 1981, p. 123.

La dernière colonne du tableau 50 fournit la prévalence de la restriction d'activité telle que calculée en rapportant le nombre des cas d'incapacité à l'effectif total de la population, effectif comprenant toutes les personnes, qu'elles présentent ou non le problème de santé mentionné. Cette nouvelle prévalence, qui est celle qui figure habituellement dans les publications courantes, est

égale au produit de la précédente (colonne 2 du tableau) par la prévalence du problème de santé mentionné (première colonne). Elle permet de hiérarchiser les pathologies en tenant compte simultanément de leur prévalence dans la population et de la fréquence de leurs effets invalidants.

Toujours pour les Canadiens vivant en dehors des institutions, le tableau 51 donne les cinq principales causes d'incapacité selon le type. Parce qu'ils sont assez fréquents et qu'ils engendrent souvent des incapacités temporaires, certains problèmes aigus de santé figurent en tête de la liste des causes responsables de journées d'incapacité. Par contre, lorsque l'on ne retient que des incapacités de longue durée, ce sont les problèmes chroniques qui l'emportent. La santé d'une personne se définissant surtout comme un état durable, ce sont les causes génératrices d'incapacités de longue durée qui reçoivent d'ordinaire une attention prioritaire.

TABLEAU 51. Les cinq principales causes d'incapacité selon le type, Canada, 1978-79

Journées d'incapacité	Activité restreinte	Inactivité pour raisons de santé
Influenza	Troubles des membres et des articulations	Troubles des membres et des articulations
Affections aiguës des voies respiratoires	Maladie cardiaque	Arthrite et rhumatisme
Lésions	Arthrite et rhumatisme	Maladie cardiaque
Troubles des membres et des articulations	Lésions	Hypertension
Maladie cardiaque	Troubles mentaux	Troubles mentaux

Source: Canada. Santé et Bien-être social Canada et Statistique Canada, La santé des Canadiens: Rapport de l'Enquète Santé Canada, Approvisionnements et Services Canada, Ottawa, 1981, pp. 121 et 123.

#### Indicateurs d'incapacité et indicateurs de mortalité

Après avoir estimé l'impact d'une pathologie sur la santé moyenne effective de la population, on peut tenter d'évaluer ses effets sur la durée et la qualité de la vie moyenne. Les tableaux 52 et 53 présentent de telles évaluations pour le Québec.

Éclairons le contenu de ces tableaux à l'aide d'un exemple. Si les maladies de l'appareil circulatoire cessaient d'être mortelles avant l'âge de 75 ans, l'espérance de vie des hommes progresserait de 4.32 ans. Si elles cessaient seulement d'être invalidantes, les hommes verraient leur espérance de vie en bonne santé augmenter de 2.34 ans. La somme de ces deux gains, soit 6.66 ans, est appelée ici "impact global".

D'un point de vue méthodologique, l'intérêt de ces tableaux réside dans la mise en évidence des insuffisances respectives des indicateurs de mortalité et des indicateurs d'incapacité. En ne considérant que la mortalité, on laisse dans l'ombre des problèmes de santé aussi importants que les maladies du système ostéo-articulaire ou les troubles mentaux (non compris les suicides). De même, en ne considérant que l'incapacité, on ignore l'importance véritable des cancers et anomalies congénitales. Seul un indicateur combinant incapacité et mortalité permettra de hiérarchiser convenablement les problèmes de santé en vue de la définition des priorités. Ainsi, Dillard a, dans le cas du Québec, présenté un tel indicateur<sup>14</sup>.

Dillard, S., Durée ou qualité de la vie?, Québec, Conseil des affaires sociales et de la famille, 1983, 70 p.

TABLEAU 52. Impact global1 des différentes causes pathologiques sur l'espérance de vie en bonne santé des hommes, Québec, 1980

Nature de l'impact		Restriction d'a	activité		Clas-	Morta-	Clas-	Impost	Clas-
Causes pathologiques	En institution	Permanente	Transitoire	Total	sement	lité	sement	Impact Global	sement
Maladies de l'appareil circulatoire	0.21	1.67	0.46	2.34	2	4.32	1	6.66	1
dont: maladies cardiaques	0.18	1.46	0.40	2.04		3.25		5.29	
Accidents et traumatismes <sup>2</sup>	0.02	0.59	0.34	0.95	4	1.63	3	2.58	2
Tumeurs	0.01	- 1		0.01		2.50	2	2.51	3
Maladies du système ostéo-articulaire	0.04	2.13	0.36	2.53	1			2.53	4
dont: arthrite et rhumatismes	-	0.61	0.11	0.72		-		0.70	
Maladies des voies respiratoires	0.04	0.70	0.78	1.52	3	0.58	5	2.10	5
dont: bronchite, emphysème, asthme	e –	0.60	0.17	0.77		0.17		0.94	
Troubles mentaux <sup>3</sup>	0.21	0.31	0.02	0.54	5	0.50	6	1.04	6
Anomalies congénitales et affections périnatales				-		1.01	4	1.01	7
Maladies de l'appareil digestif	0.04	0.26	0.16	0.46	6	0.44	7	0.90	8
Diabète	-	0.11		0.11	7	0.13	8	0.24	9

Source: Tableau 12, dans Dillard, S., Durée ou qualité de la vie? (Collection "La santé des Québécois"), Conseil des affaires sociales et de la famille, Québec, 1983, p. 55.

En années. N'incluant pas les suicides. Incluant les suicides.

TABLEAU 53. Impact global¹ des différentes causes pathologiques sur l'espérance de vie en bonne santé des femmes, Québec, 1980

Nature de l'impact		Restriction d'activité				M	Class	Imamaat	Clas
Causes pathologiques	En institution	Permanente	Transitoire	Total	Clas- sement	Morta- lité	Clas- sement	Impact Global	Clas- sement
Maladies de l'appareil circulatoire	0.53	1.90	0.50	2.93	2	2.73	1	5.66	1
dont: maladies cardiaques	0.40	1.45	0.31	2.16		1.72		3.88	
Maladies du système ostéo-articulaire	0.18	3.70	0.61	4.49	1	-		4.49	2
dont: arthrite et rhumatismes	0.09	1.74	0.29	2.12		_		2.12	
Tumeurs	0.02		APPL ST	0.02		2.17	2	2.19	3
Accidents et traumatismes <sup>2</sup>	0.04	0.80	0.36	1.20	4	0.70	4	1.90	4
Maladies des voies respiratoires	0.04	0.46	0.99	1.50	3	0.30	5	1.80	5
dont: bronchite, emphysème, asthme	-	0.40	0.06	0.46		0.07		0.53	
Troubles mentaux <sup>3</sup>	0.31	0.58	0.18	1.08	5	0.20	7	1.28	6
Anomalies congénitales et affections périnatales	_		arine-			0.86	3	0.86	7
Maladies de l'appareil digestif	0.07	0.09	0.23	0.39	6	0.27	6	0.66	8
Diabète	_	0.22		0.22	7	0.14	8	0.36	9

En années.
 N'incluant pas les suicides.
 Incluant les suicides.
 Source: Tableau 13 dans Dillard, S., op. cit., p. 56.

## III FICHE TECHNIQUE

#### Les sources d'information

Les données les plus complètes proviennent d'enquêtes par sondage auprès d'un échantillon représentatif de la population vivant dans des ménages privés. L'enquête de 1978-79 sur la santé des Canadiens en constitue un bon exemple (voir fiche technique de I-04). Les données fournies par de telles enquêtes doivent cependant être complétées par des informations équivalentes sur les personnes vivant en institution si l'on désire connaître la prévalence des divers types d'incapacité dans l'ensemble de la population.

Les recensements généraux de la population ont parfois été utilisés pour dénombrer certains cas d'incapacité permanente. Ainsi, jusqu'en 1951 inclusivement, les recensements canadiens fournissaient de nombreuses données sur la prévalence de la cécité et de la surdité.

Enfin, il existe également des registres de personnes souffrant d'incapacité de longue durée. Les uns sont très spécifiques comme celui de l'Institut national canadien pour les aveugles (INCA); les autres sont plus généraux, tels le registre de surveillance de la santé de Colombie-Britannique.

## Types d'incapacité

Pour plus de détails, voir la fiche technique de l'indicateur I-04.

## Impact d'un problème de santé sur les espérances de vie

La mortalité due à une pathologie particulière réduit l'espérance de vie d'une quantité dont le calcul est décrit dans la fiche technique de l'indicateur I-14 (espérance de vie perdue).

L'incapacité due à la même pathologie réduit l'espérance de vie en bonne santé d'une quantité que l'on évalue comme suit:

- 1. on calcule d'abord cette espérance de vie en tenant compte de l'ensemble des causes d'incapacité selon la méthode décrite dans la fiche technique de l'indicateur I-04,
- 2. on recalcule ensuite la même espérance de vie en ne tenant compte que des incapacités dues aux autres causes,
- 3. on calcule enfin la différence entre la valeur trouvée en 2 et celle trouvée en 1.

Les résultats figurant dans les tableaux 52 et 53 ont été obtenus de cette façon.

Quant à l'impact combiné de la mortalité et de l'incapacité sur l'espérance de vie en bonne santé, il est fourni par la différence entre:

- 1. la valeur de l'espérance de vie en bonne santé après élimination simultanée de la mortalité et de l'incapacité dues à la pathologie retenue,
- 2. la valeur de la même espérance de vie avant cette élimination.

Cette méthode de calcul permet de hiérarchiser les problèmes de santé selon leur impact sur l'espérance de vie en bonne santé. Elle présente donc un grand intérêt pour les planificateurs en santé.

# I-13: FRACTION ATTRIBUABLE À UN FACTEUR DE RISQUE

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Proportion des cas de maladie, des cas d'incapacité ou des décès que l'on peut attribuer à l'exposition de la population au facteur de risque mentionné.

## Fonction descriptive

Les conséquences de l'exposition de la population à un facteur de risque dépendent de la proportion de personnes exposées et des risques relatifs encourus par ces personnes en fonction de l'intensité et de la durée de leur exposition. Résultante de la combinaison de ces divers éléments, la fraction attribuable au facteur de risque fournit une estimation de la contribution de ce facteur à la morbidité de la population, à sa mortalité ou à la prévalence de l'incapacité en son sein.

## Indication recherchée

Impact des mesures préventives destinées à soustraire la population de l'exposition au facteur de risque, ou à en éliminer les effets dommageables pour la santé.

#### II INTERPRÉTATION

Pour mieux saisir la signification et la portée de cet indicateur, nous commenterons ici les résultats obtenus pour deux facteurs de risque importants: la consommation d'alcool et la consommation de tabac

## Alcool et mortalité (tableau 54)

L'intoxication chronique par l'alcool peut conduire une personne à la mort en raison des troubles psychiques et des dommages organiques particuliers qu'elle engendre. Sur le constat médical, l'intoxication éthylique figure alors comme cause initiale du décès. En de pareilles circonstances, tous les décès observés sont attribuables à l'alcool, et la fraction attribuable est de 100%.

Mais la consommation d'alcool favorise également la survenue d'accidents et l'apparition de maladies non spécifiques. On constate en effet que les consommateurs d'alcool sont, plus fréquemment que les gens sobres, victimes d'accidents ou de certaines maladies. Comme ces consommateurs meurent aussi pour les mêmes raisons que leurs semblables, c'est seulement la mortalité additionnelle qui les frappe que l'on doit imputer à leur toxicomanie.

La surmortalité des consommateurs d'alcool est très forte pour la cirrhose du foie et certains cancers. En conséquence, plus ces consommateurs seront nombreux dans la population, plus le nombre de décès attribués à ces causes sera grand, et plus le nombre de décès imputables à l'alcool en constituera une fraction importante. Toutes choses restant égales par ailleurs, la fraction attribuable s'élève ainsi avec le niveau de la consommation d'alcool dans la population, et varie d'une cause de décès à l'autre en fonction de la surmortalité des consommateurs.

Au Canada, en 1975-77, la très grande majorité des décès d'adultes par cancer de l'oesophage ou cirrhose du foie étaient attribuables à l'alcool. Il en était de même pour plus du tiers des décès d'adultes par cancers de la cavité buccale et du larynx, par accidents de la circulation et chutes accidentelles.

TABLEAU 54. Fractions et décès attribuables à la consommation d'alcool selon le sexe, Canada, 1975-77

Causes de décès et	1		Homme	s		Femmes			
code CIMA (8º révision)	Age en années révolues	Total des décès	Décès attribua- bles	Fraction attribuable (pourcentage)	Total des décès	Décès attribua- bles	Fraction attribuable (pourcentage)		
Cirrhose du foie (571)	15-69	4,815	3,163	65.7	2,015	1,510	74.9		
Tumeur maligne de la cavité buccale et du pharynx (140-149)	15-69	993	434	43.7	mo-				
Tumeur maligne du larynx (161)	15-69	514	185	36.0					
Tumeur maligne de l'oesophage (150)	15-69	761	568	74.6	_				
Accidents de la circulation impliquant des véhicules à moteur (E810-E823)	1-69	11,138	4,256	38.2	3,927	1,503	38.3		
Décès par suite de chutes et d'incendies accidentels (E880-E899)	15-69	2,331	783	33.6	835	262	31.4		
Psychoses alcooliques (291)	1-69	72	72	100.0	14	14	100.0		
Alcoolisme (303)	1-69	1,405	1,405	100.0	326	326	100.0		

Source: Calculé d'après Statistique Canada, La statistique de l'état civil, vol. IV, Causes de décès, nº 84-203 au catalogue (années 1975 à 1977), suivant la méthode proposée par Walter, S.D., Développement méthodologique dans l'utilisation des fractions attribuables en matière de priorités et stratégies sanitaires au Canada, Santé et Bien-être social Canada, Ottawa, 1976, 116 p.

#### Tabac et mortalité (tableau 55)

Le tabagisme ne figure pas parmi les causes initiales de décès. On sait cependant, depuis près d'un demi-siècle, que les fumeurs vivent moins longtemps que les non fumeurs. Leur surmortalité est frappante pour les cancers de l'appareil respiratoire, de l'oesophage, de la cavité buccale, du larynx, ainsi que pour les maladies ischémiques du coeur. La propagation du tabagisme d'une génération à la suivante a donc contribué, conjointement avec d'autres facteurs, à accroître la mortalité attribuée à ces diverses causes de décès.

Comme on le voit au tableau 55, les décès attribués à ces diverses causes en 1975-77 comportaient une forte proportion de décès imputables au tabac. Chez les hommes, plus grands consommateurs que les femmes, la fraction attribuable atteignait ou dépassait les deux tiers pour les décès d'origine tumorale pris en compte, mais n'était que de 28% pour les décès attribués aux maladies coronariennes.

Remarquons que, dans ces calculs, nous n'avons tenu compte que de la surmortalité des personnes qui fumaient encore. Si l'on avait également pris en charge la surmortalité des exfumeurs, les fractions attribuables auraient encore été plus fortes: ainsi, dans le cas des décès par cancers du poumon ou des bronches, elles se seraient élevées à 83% chez les hommes, et à 68% chez les femmes.

TABLEAU 55. Fractions et décès attribuables à la consommation présente de tabac selon le sexe, Canada, 1975-77

	4		Homme	s		Femme	es
Causes de décès et code CIMA (8º révision)	Åge en années révolues	Total des décès	Décès attribua- bles	Fraction attribuable (pourcentage)	Total des décès	Décès attribua- bles	Fraction attribuable (pourcentage)
Tumeur maligne de la cavité buccale et du pharynx (140-149)	15-69	993	710	71.5	302	99	32.8
pnarynx (140-143)	10-03	330	710	71.0	002	33	02.0
Tumeur maligne de l'oesophage (150)	15-69	761	504	66.2	218	104	47.7
Tumeur maligne du larynx (161)	15-69	514	426	82.9	67	36	53.7
Tumeur maligne de la trachée, des bron- ches et du poumon (162)	35-69	10,562	7,119	67.4	$3,207^{1}$	1,569 <sup>1</sup>	48.9
Bronchite chronique et emphysème (490-492)	45-74	3,437	1,897	55.2	-		. 15
Maladies ischémiques du coeur (410-414)	40-69	42,951	12,105	28.2	13,562	1,384	10.2
Maladies vasculaires cérébrales (430-438)	40-69	5,947	837	14.1	4,669	558	12.0

Pour les 40-74 ans.

Source: Voir source du tableau 54.

## Tabac et incapacité (tableaux 56 et 57)

Grâce à l'enquête de 1978-79 sur la santé des Canadiens, on a pu estimer le nombre annuel de journées d'incapacité subies par les adultes vivant en dehors des institutions. En moyenne, ce nombre est plus élevé pour les fumeurs et les ex-fumeurs que pour les personnes n'ayant jamais fumé; il en résulte que l'on peut attribuer au tabac 21% de l'incapacité chez les hommes et 12% chez les femmes.

## Discussion

Comme l'illustrent les tableaux précédents, les fractions attribuables permettent une quantification autrement impossible des multiples conséquences de l'exposition d'une population à un facteur de risque connu. Grâce à elles, c'est tout le fardeau des problèmes sanitaires découlant d'une telle exposition qui devient inventoriable: nombre de décès, nombre de cas ou de journées d'incapacité, nombre de cas ou de journées de maladie, etc....

Placés devant de tels bilans, le chercheur et le praticien de la santé ne réagiront pas toujours de la même manière ainsi que l'a fort bien montré Strasser<sup>15</sup>.

Le chercheur adoptera généralement une attitude essentiellement critique. Il commencera par se demander si une relation de cause à effet a bien été établie entre le facteur de risque et les maladies mentionnées, et découvrira souvent que tous les postulats de la recherche de causalité en médecine n'ont pas été satisfaits. Il démontrera ensuite que les risques additionnels encourus par les personnes exposées ne sont pas nécessairement imputables en totalité au facteur de risque mentionné, et que la fraction attribuable n'est donc pas toujours une mesure correcte de l'impact de ce facteur. Il fera remarquer aussi que la somme des fractions attribuables à divers facteurs de

<sup>15</sup> Strasser, T., "À propos de l'article de J.L. Richard: Lipides alimentaires, cholestérolémie et cardiopathies ischémiques", Revue d'épidémiologie et de santé publique, 28, 1980, pp. 485-487.

TABLEAU 56. Nombre annuel de journées d'incapacité par personne, selon le type de fumeur de cigarettes et suivant l'âge et le sexe, Canada, 1978-79

		Sec.	I pite!		Type de fume	ur de cigare	ettes		
Åge Sexe	G		Total	Jan	nais fumé	Anci	en fumeur	Fun	eur actuel
	Sexe	Jours d'inca- pacité	Nombre de personnes (milliers)						
15 ans	M	12.9	7,993	11.3	1,984	14.2	2,317	13.2	3,692
et plus	F	21.1	8,271	19.9	3,409	22.2	1,624	22.1	3,238
15-24 ans	M	8.8	2,147	7.1	809	7.3	355	10.8	983
	F	12.9	2,154	9.4	749	14.6	409	14.7	996
25-34 "	M	7.5	1,802	10.1	450	5.7	451	7.1	901
	F	19.2	1,826	13.3	630	22.3	438	22.6	758
35-44 "	M	9.2	1,265	13.1	245	9.1	394	7.9	626
	F	18.6	1,261	17.4	449	16.5	255	20.9	557
45-54 "	M	13.2	1,128	6.8	173	14.3	382	14.1	573
	F	21.9	1,127	17.5	441	19.7	222	26.9	464
55-64 "	M	27.4	884	13.5	157	24.8	370	37.6	357
	F	31.2	951	30.8	476	28.2	173	34.1	302
65 ans	M	25.9	768	37.5	150	26.0	365	20.5	253
et plus	F	35.8	954	33.6	665	53.7	127	32.4	162

Source: Tableau I, dans Collishaw, N.E., "Incapacité attribuable à l'usage du tabac au Canada, 1978-1979", Maladies chroniques au Canada, 3,3, décembre 1982, p. 64.

risque d'une même maladie est parfois supérieure à 100% (voir exemples dans les tableaux 54 et 55). À des degrés divers, les bilans établis lui apparaîtront alors incertains et prématurés en raison de l'insuffisance actuelle des connaissances et de l'imperfection de la mesure proposée.

Quant au praticien de la santé, il sera contraint par ses responsabilités particulières à une attitude plus pragmatique. Dans la mesure où la vraisemblance d'un effet du facteur de risque lui paraîtra suffisamment confirmée par un faisceau convergent de présomptions tirées d'enquêtes épidémiologiques et d'essais en laboratoire, il verra dans ces bilans une aide précieuse pour la prise de décision. Il y trouvera une estimation des effets négatifs qu'aurait sa passivité sur l'état de santé de la population, de même qu'une estimation de l'impact maximal de mesures préventives appropriées.

De ce point de vue, les bilans dressés pour la consommation d'alcool et la consommation de tabac présentent un très grand intérêt:

- les preuves de l'effet nocif de l'alcool et du tabac n'ont cessé de s'accumuler depuis une vingtaine d'années;
- 2. ces deux consommations sont si répandues qu'on peut attribuer à chacune d'elles une fraction importante de la morbidité, de l'incapacité et de la mortalité à l'âge adulte;
- 3. cette fraction attribuable est élevée pour des problèmes sanitaires jugés prioritaires (maladies ischémiques du coeur, accidents de la circulation, cancers du poumon et des bronches, cirrhose du foie);
- 4. cette fraction attribuable est élevée pour des maladies encore incurables.

La décision de ne pas agir serait ici difficilement justifiable, et ce d'autant plus que les mesures préventives à prendre sont peu onéreuses et sans effets négatifs sur la santé.

TABLEAU 57. Incapacité due à l'usage actuel ou antérieur du tabac chez les hommes et les femmes de 15 à 64 ans, Canada, 1978-79

		Hommes			Femmes	
	Jamais fumé	Fumeurs actuels et anciens fumeurs	Total	Jamais fumé	Fumeuses actuelles et anciennes fumeuses	Total
Jours-personnes d'incapa- cité par année (millions)	17	67	84	46	95	141
Jours-personnes totaux par année (millions)	669	1,968	2,637	1,002	1,669	2,671
Taux de jours d'incapacité par personne	0.0254	0.0340		0.0459	0.0569	
Risque relatif		1.35			1.25	
Pourcentage du nombre total de jours d'incapacité attribuable au tabac		$20.9^{1}$			11.81	
Nombre total de jours d'incapacité attribuable au tabac		17,543,000			19,388,000	
Nombre annuel de jours d'incapacité par personne attribuable au tabac		2.42			2.65	

Pourcentage du nombre total de jours d'incapacité attribuable au tabac =  $\frac{D_{CF} - (T_{CF} \times R_N)}{D_T}$  X 100

## III FICHE TECHNIQUE

Nous ne présenterons ici que quelques aperçus sur le calcul des fractions attribuables et leurs propriétés. Nous prions les lecteurs intéressés à en savoir davantage de bien vouloir se reporter à l'étude très détaillée de Walter<sup>16</sup>.

#### Expression des fractions attribuables

Pour alléger le langage, choisissons un facteur de risque particulier: la consommation de tabac.

 $D_{\mathrm{CF}} = \mathrm{Jours}$ -personnes d'incapacité pour les fumeurs actuels et les anciens fumeurs.

T<sub>CF</sub> = Nombre total de jours-personnes pour les fumeurs actuels et les anciens fumeurs.

R<sub>N</sub> = Taux de jours d'incapacité par personne pour ceux qui n'ont jamais fumé.

D<sub>T</sub> = Nombre total de jours-personnes d'incapacité.

Source: Tableau 2, dans Collishaw, N.E., "Incapacité attribuable ...", op. cit., p. 64.

Walter, S.D., Développement méthodologique dans l'utilisation des fractions attribuables en matière de priorités et stratégies sanitaires au Canada, (Notes de recherche nº 76-3, Planification à long terme (santé)), Santé et Bien-être social Canada, Ottawa, 1976, 116 p.

## 1. Traitement dichotomique

Imaginons que l'effectif du groupe d'âge x au milieu de l'année d'observation soit de N personnes réparties en Np fumeurs et N(1-p) non fumeurs. Supposons, en outre, que le taux de mortalité des non fumeurs est égal à m, celui des fumeurs à mr, r étant supérieur à l'unité. Dans ces conditions, le nombre D de décès de personnes d'âge x au cours de l'année peut s'écrire:

$$D = N(1-p)m + Npmr$$

Ce qui s'écrit après transformation:

$$D = Nm + Npm(r-1)$$

Si la surmortalité des fumeurs est due au tabac, le terme Nm représente le nombre de décès attribuables aux autres facteurs, et la différence D-Nm le nombre de décès attribuables au tabac.

En rapportant les décès attribuables au tabac à l'ensemble des décès, on obtient la fraction de la mortalité attribuable au tabac:

$$F = (Npm(r-1))/(Nm + Npm(r-1))$$
ou encore: 
$$F = (p(r-1))/(1 + p(r-1))$$

## 2. Traitement polytomique

Comme le risque de décès augmente avec la quantité de tabac consommée, on est conduit à répartir les Np fumeurs en k classes distinctes selon le niveau de leur consommation. En répétant le raisonnement précédent, on montre alors que la fraction attribuable est, égale à:

$$F = (\sum_{i=1}^{k} p_i (r_{i-1}))/(1 + \sum_{i=1}^{k} p_i (r_{i-1}))$$

Dans cette formule,  $p_i$  représente la proportion de personnes appartenant à la classe i, et  $r_i$  le rapport du taux de mortalité des membres de cette classe à celui des non fumeurs.

#### Estimation de la fraction attribuable

La statistique de l'état civil nous fournit bien le nombre de décès à chaque âge, mais non la répartition de ces décès selon l'exposition aux divers facteurs de risque. Nous ne connaissons donc pas le nombre de fumeurs décédés, ni bien sûr le nombre de non fumeurs décédés. Nous ne pouvons donc calculer la fraction de la mortalité attribuable au tabac à partir des statistiques courantes de mortalité.

Grâce aux enquêtes sur la consommation de tabac, nous pouvons cependant connaître la prévalence du tabagisme au sein de la population, c'est-à-dire les proportions p et  $p_i$ . Comme le montrent les formules précédentes, nous pourrions estimer la fraction attribuable si nous disposions en outre d'évaluations acceptables des rapports r et  $r_i$ , c'est-à-dire des indices de surmortalité ou risques relatifs de décès des fumeurs.

Or, de telles évaluations sont aujourd'hui disponibles. Grâce aux enquêtes épidémiologiques menées dans plusieurs pays, on possède des mesures de la surmortalité des fumeurs pour de nombreuses causes de décès: maladies ischémiques du coeur, cancers du poumon et des bronches, etc... En combinant les indices de surmortalité fournis par ces enquêtes à la prévalence du tabagisme au sein de la population, on obtient une estimation de la fraction de chaque mortalité particulière qui est raisonnablement imputable au tabac.

Bien entendu, en multipliant les décès de chaque cause par la fraction attribuable correspondante, on obtient une estimation des "décès attribuables au tabac". Pour connaître la fraction de l'ensemble de la mortalité qui est attribuable au tabac, il suffit alors d'additionner ces

"décès attribuables" pour l'ensemble des causes pertinentes, et de rapporter leur total à l'ensemble des décès. Comme le montre le tableau 58 cette fraction totale peut aussi être estimée directement c'est-à-dire sans passer par les diverses causes de décès.

TABLEAU 58. Calcul de la fraction attribuable à la consommation de tabac, Canada, 1979

	Hommes de 25 ans et plus	Femmes de 25 ans et plus
Risquer	1.7	1.3
r - 1	0.7	0.3
Proportion p	0.488	0.325
p(r-1)	0.3416 - 0.000	0.0975
Fraction F	0.2546	0.0888
Total des décès	88,992	67,811
Décès attribuables	22,659 = 62,44 + 15,544	6,024

Source: Collishaw, N.E., "Décès attribuables au tabagisme au Canada en 1979", Maladies chroniques au Canada, 3, 1, juin 1982, p. 3.

## Propriétés des fractions attribuables

Le calcul des fractions attribuables se fait séparément pour chaque facteur de risque: consommation de tabac, consommation d'alcool, etc... Or, bien entendu, toute personne peut se trouver simultanément exposée à plusieurs facteurs de risque, les uns connus, les autres inconnus. Demandons-nous alors, en reprenant l'exemple du tabac, quel peut être l'effet de ces expositions multiples sur une mesure obtenue en feignant de les ignorer.

À la suite de Walter (op. cit.), nous avons établi la formule de la fraction attribuable en supposant que la surmortalité des fumeurs était imputable à leur consommation de tabac. Cette hypothèse est conforme à la réalité lorsque le tabagisme est une condition nécessaire à la manifestation des effets dommageables de l'exposition aux autres facteurs de risque, ou lorsque l'exposition des fumeurs à ces autres facteurs de risque est identique à celle des non fumeurs. Dans ces deux types de situations, la fraction calculée indique quel serait l'impact de l'élimination du tabagisme sur la mortalité en cause.

Si certaines situations observées s'apparentent bien à l'un ou l'autre de ces deux types, il n'en va pas de même pour les autres. Dans d'assez nombreux cas, on constate en effet que fumeurs et non fumeurs sont différemment exposés aux autres facteurs de risque de la maladie. La surmortalité des fumeurs est alors la résultante de deux effets: celui du tabagisme d'une part, celui de l'inégalité de l'exposition aux autres facteurs d'autre part. Selon que les fumeurs seront davantage, ou moins, exposés que les non fumeurs à ces autres facteurs de risque, la fraction calculée constituera une surestimation, ou une sous-estimation, de l'impact d'une élimination éventuelle du tabagisme sur la mortalité en cause.

Par ailleurs, on constate souvent que la somme des fractions attribuables à divers facteurs de risque d'une même maladie dépasse l'unité, et cela même lorsque ces fractions mesurent correctement l'impact de chaque facteur. L'absurdité manifeste de tels résultats est la meilleure preuve de la non additivité des fractions attribuables.

# I-14: ESPÉRANCE DE VIE PERDUE

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Nombre moyen d'années de vie perdues par personne du fait de la mortalité attribuée à une cause de décès ou à un facteur de risque.

## Fonction descriptive

Il s'agit ici de juger de l'importance d'une mortalité particulière d'après son effet sur la longévité moyenne. Cet effet dépend de la proportion de personnes qui en sont victimes dans une génération, de la répartition de ces personnes selon leur âge au décès ainsi que du nombre supplémentaire d'années de vie que leur aurait assuré l'élimination de la cause de leur décès.

#### Indication recherchée

Utilité des mesures visant à réduire la mortalité envisagée, ou des recherches conduites dans le même dessein.

#### II INTERPRÉTATION

## Causes de décès et espérance de vie perdue

Dans les statistiques habituellement disponibles, chaque décès est attribué à sa cause initiale, celle qui a déclenché le processus morbide responsable de l'issue fatale. De ce fait, c'est également à la cause initiale que l'on impute généralement la totalité des années de vie perdues à la suite du décès.

Parler d'années de vie perdues, c'est établir implicitement une comparaison entre la situation observée et une situation hypothétique dans laquelle la cause du décès n'aurait pas agi. Ces deux situations peuvent être respectivement décrites par une table de mortalité générale et une table de mortalité en l'absence de la cause spécifiée. La différence entre les espérances de vie à la naissance fournies par ces deux tables est appelée ici "espérance de vie perdue".

Comme on peut s'en rendre compte à l'examen des données du tableau 59, l'espérance de vie perdue en raison des décès attribués avant l'âge de 85 ans à l'un ou l'autre des deux principaux groupes de causes est plus modeste qu'on ne l'imaginerait a priori. Ceci tient évidemment à l'âge avancé de la grande majorité des victimes d'un cancer ou d'une maladie de l'appareil circulatoire.

Par contraste, l'espérance de vie perdue par les hommes à la suite d'accidents apparaît substantielle puisqu'elle n'est que légèrement inférieure à celle occasionnée par les tumeurs. L'explication en est simple: plus jeunes dans l'ensemble, les victimes d'accidents perdent en moyenne davantage d'années de vie que les cancéreux, et ceci compense partiellement leur bien moins grand nombre (tableau 60).

Ces exemples illustrent bien la sensibilité de l'indicateur à la probabilité de décéder de la cause spécifiée et à la répartition selon l'âge des décès attribués à cette même cause. La prise en compte du facteur "âge au décès" a pour effet de donner, à probabilité égale de décéder, plus de poids aux causes responsables de morts prématurées qu'à celles qui se manifestent surtout durant la vieillesse. La hiérarchie des causes qui en résulte est ainsi plus éclairante que d'autres pour l'établissement de priorités en santé publique.

TABLEAU 59. Espérance de vie perdue en raison de la mortalité attribuée à diverses causes selon le sexe, États-Unis (1969-71) et Canada (1970-72 et 1975-77)

0.1			Hommes		Femmes			
Code CIMA (8º révision)	Cause de décès	États-Unis 1969-71	Canada 1970-72	Canada 1975-77	États-Unis 1969-71	Canada 1970-72	Canada 1975-77	
				en a	nnées			
140-239	Tumeurs	2.31	2.51	2.64	2.55	2.74	2.75	
150-159	Tumeurs de l'appareil digestif							
100 100	et du péritoine	0.54	0.75	0.72	0.60	0.79	0.75	
160-163	Tumeurs de l'appareil respira- toire	0.70	0.68	0.80	0.23	0.18	0.05	
174	Cancer du sein	0.70	- 0.00	0.80	0.52	0.18	0.25 0.58	
390-458	Maladies de l'appareil circula-							
	toire	7.39	6.51	6.16	5.77	4.94	4.57	
410-414	Maladies ischémiques du coeur	4.78	4.19	3.97	3.17	2.56	2.41	
430-438	Lésions cérébro-vasculaires	0.77	0.76	0.68	1.08	1.04	0.93	
E800-E999	Accidents	2.31	2.43	2.29	1.04	1.09	1.03	
E810-E823 E800-E807 e	Accidents véhicules à moteur	0.94	0.96	0.83	0.42	0.42	0.37	
E825-E949	Autres accidents	0.76	0.92	0.81	0.33	0.39	0.35	

Source: Voir source du tableau 44.

TABLEAU 60. Décomposition de l'espérance de vie perdue, selon le sexe, Canada, 1975-77

Causes de décès	Probabilité de décéder avant l'âge de 85 ans	Années de vie perdues par décès	Espérance de vie perdue
	(1)	(2)	$(3) = (1) \times (2)$
Sexe masculin			
Tumeurs malignes	0.184	14.35	2.64
Maladies de l'appareil	0.410	440	
circulatoire	0.412	14.95	6.16
Accidents	0.070	32.71	2.29
Sexe féminin			
Tumeurs malignes	0.154	17.86	2.75
Maladies de l'appareil			
circulatoire	0.325	14.06	4.57
Accidents	0.033	31.21	1.03
			2.00

Source: Voir source du tableau 45.

#### Comparabilité dans le temps et l'espace

L'utilisation de cet indicateur pour des comparaisons dans le temps et l'espace requiert une certaine vigilance en raison de l'instabilité du choix de la cause initiale du décès et du manque de spécificité de l'indicateur.

Le progrès des connaissances et l'amélioration des traitements donnent au choix de la cause initiale du décès une certaine instabilité dans le temps. De plus, à une même époque, ce choix varie parfois d'un pays à l'autre malgré les efforts entrepris pour normaliser les déclarations à l'échelle

internationale. Des statistiques de causes multiples de décès permettraient de surmonter cette difficulté par le calcul d'une espérance de vie perdue à la suite des décès pour lesquels la maladie spécifiée a été retenue comme cause initiale ou cause associée<sup>17</sup>.

Par ailleurs, le calcul de l'espérance de vie perdue repose sur un partage dichotomique de la mortalité: celle attribuée à la cause spécifiée d'une part, celle due aux autres causes d'autre part. Or, la mortalité due aux autres causes influe sur l'espérance de vie perdue par deux voies différentes:

- 1. elle détermine en partie l'effectif des personnes exposées à chaque âge au risque de décès pour la cause mentionnée, et donc la probabilité de décéder de cette cause ainsi que la répartition selon l'âge des décès attribués à celle-ci;
- 2. elle fixe le nombre moyen d'années de vie perdues par décès survenant à chaque âge.

C'est dire que l'espérance de vie perdue n'est pas spécifique de la cause mentionnée, qu'elle est toujours indissociable du niveau de la mortalité attribuée aux autres causes.

Il en résulte que l'effet d'une mortalité particulière sur la longévité moyenne varie avec le contexte dans lequel elle s'inscrit. Ainsi, le recul séculaire des maladies transmissibles a contribué à augmenter la probabilité de décéder d'une maladie chronique ainsi que le nombre moyen d'années de vie perdues par les victimes d'une telle maladie. C'est pourquoi les variations de l'espérance de vie perdue dans le temps et l'espace ne recouvrent pas nécessairement celles des risques de décès pour la cause mentionnée.

### Causes évitables et espérance de vie perdue

La notion d'espérance de vie perdue semble avoir été introduite par Duvillard au début du siècle dernier<sup>18</sup>. Il montrait alors que la variole faisait perdre à ses contemporains une moyenne de 3.5 années de vie sur une possibilité de 32.3. Comme l'éradication de cette maladie était devenue envisageable grâce à la vaccination jennérienne, le résultat obtenu plaidait évidemment en faveur d'une action préventive immédiate. D'emblée, l'espérance de vie perdue était ainsi présentée comme indicateur de l'utilité d'une action sanitaire.

Sur les traces de Duvillard, on peut s'efforcer de dresser la liste des causes évitables à un moment donné afin de calculer l'espérance de vie perdue en raison des décès qui leur sont imputables. Ainsi, en utilisant une liste établie par Rutstein (liste A)<sup>19</sup>, nous avons estimé que les décès évitables observés au Canada en 1975-77 avaient réduit l'espérance de vie des hommes de 3.2 ans, et celle des femmes de 2.3 ans. C'est, en termes de longévité moyenne, le coût de la négligence individuelle et collective<sup>20</sup>.

Cependant, un décès théoriquement évitable d'après les connaissances épidémiologiques et médicales déjà acquises, ne l'est pas toujours en pratique. Aussi, lors de la prise de décision, est-il sage de considérer la sensibilité probable de la mortalité visée aux mesures projetées. L'utilité de ces mesures pourra alors être démontrée par le calcul d'une espérance de vie perdue en raison de la fraction réductible de la mortalité visée<sup>21</sup>.

<sup>&</sup>lt;sup>17</sup> Manton, K.G., et Stallard, E., "Temporal Trends in U.S. Multiple Cause of Death Mortality Data: 1968 to 1977". **Demography**, 19, 4, novembre 1982, pp. 527-548.

Pressat, R., "Les tables de mortalité en l'absence de certaines causes de décès", Canadian Studies in Population, 1, 1974, pp. 61-72.

Properties of Medicine, 294, 1976, pp. 582-588. Smith, E.S.O., "Preventable Mortality: The Price of Neglect", Canadian Studies in Population, 3, 1976, pp. 73-88. Tsai, S.P., Lee, E.S. et Hardy, R.J., "The Effect of a Reduction in Leading Causes of Death: Potential Gains in Life Expectancy", American Journal of Public Health, 68, 10, 1978, pp. 966-971.

### Facteurs de risque et espérance de vie perdue

L'imputation d'une fraction de la mortalité à un facteur de risque est d'un grand intérêt en santé publique puisque, par définition, un tel facteur est dissociable de l'individu et potentiellement contrôlable. C'est, en somme, la façon de calculer la fraction de la mortalité qui serait réductible par des mesures préventives appropriées (et efficaces).

L'utilité de ces mesures peut également être illustrée par l'espérance de vie perdue du fait de l'exposition de la population au facteur de risque retenu. Le tableau 61 fournit quelques valeurs obtenues pour la population canadienne en 1975-77. De tels résultats militent indiscutablement en faveur de campagnes anti-tabac et anti-alcool.

TABLEAU 61. Espérance de vie perdue en raison des décès attribuables à certains facteurs de risque avant l'âge de 70 ans, Canada, 1975-77

Facteurs de risque	Hommes	Femmes	
Consommation actuelle de tabac	2.05	1.05	
Consommation passée et présente de tabac	2.21	1.09	
Consommation d'alcool	1.51	1.09	

Source: Voir sources du tableau 54 et Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces, 1975-1977, nº 84-532 aucatalogue.

Notons cependant que ces résultats ne constituent que des approximations puisqu'ils sont établis d'après les fractions attribuables (voir fiche technique de l'indicateur I-13).

### III FICHE TECHNIQUE

#### Table de mortalité en l'absence d'une cause donnée

À titre d'illustration, nous reproduisons au tableau 62 une table de mortalité masculine en l'absence de décès par tumeurs. Elle nous montre l'extinction progressive d'une génération fictive dont les membres ne seraient exposés, de leur naissance jusqu'à l'âge de 85 ans, qu'aux risques de décès pour d'autres causes que les tumeurs.

Le calcul d'une telle table commence par celui des quotients de mortalité en l'absence de décès par tumeurs. En suivant le même raisonnement que pour le calcul de quotients de mortalité par tumeurs (voir fiche technique de l'indicateur I-11), les quotients  $Q_i$  recherchés peuvent être obtenus par la formule:

$$Q_i = 1 - (1 - Q)^{f_i}$$

 $\dots$  en désignant par Q le quotient de mortalité générale à l'âge considéré, et par  $f_i$  la proportion de décès attribués aux causes autres que les tumeurs à cet âge.

Une fois choisi l'effectif initial de la génération fictive, la connaissance des quotients de mortalité suffit à la détermination, de proche en proche, des décès et des survivants de la table. En effet, comme dans une table de mortalité générale, l'effectif des survivants ne décroît que du fait des décès calculés et, dans chaque intervalle d'âge, ceux-ci sont en nombre égal au produit du quotient par l'effectif des survivants au début de l'intervalle. On arrête généralement la table à l'âge de 85 ans en raison de l'imprécision de la sélection de la cause initiale du décès aux grands âges.

TABLEAU 62. Table de mortalité en l'absence de tumeurs, Canada, 1975-77

Âge exact x	Survivants L(x)	Décès D(x,x+a)	Quotients Q(x) pour 100,000	Espérance de vie E(x)					
Right		Hommes							
0 an	100,000	1,475	1,475.2	72.78					
1 an	98,525	282	286.1	72.87					
5 ans	98,243	140	142.1	69.07					
10 "	98,103	200	204.0	64.16					
15 "	97,903	667	681.2	59.29					
20 "	97,236	841	864.6	54.68					
25 "	96,396	678	702.8	50.13					
30 "	95,718	658	687.0	45.47					
35 "	95,061	875	920.4	40.77					
40 "	94,186	1,287	1,366.9	36.12					
45 "	92,898	2,020	2,174.9	31.59					
50 "	90,878	3,046	3,351.3	27.24					
55 "	87,832	4,530	5,157.4	23.10					
60 "	83,302	6,482	7,781.7	19.22					
65 "	76,820	8,989	11,701.2	15.63					
70 "	67,831	11,893	17,533.0	12.37					
75 "	55,938	14,652	26,193.7	9.46					
80 "	41,286	15,966	38,670.9	6.93					
85 "	25,320	25,320	100,000.0	4.73					
80	20,320			1.10					
		Fer	nmes	11919					
0 an	100,000	1,187	1,187.1	80.16					
1 an	98,813	221	223.6	80.12					
	98,592	117	118.4	76.30					
5 ans	98,475	114	115.3	71.38					
15 "	98,362	225	229.1	66.46					
20 "	98,136	234	238.1	61.61					
25 "	97,903	232	237.1	56.75					
30 "	97,671	283	289.8	51.88					
35 "	97,388	381	390.8	47.02					
40 "	97,007	559	575.7	42.20					
45 "	96,449	836	867.0	37.43					
50 "	95,612	1,172	1,225.7	32.73					
55 "	94,440	1,829	1,937.1	28.11					
60 "	92,611	2,963	3,199.0	23.62					
65 "	89,648	4,982	5,557.1	19.31					
70 "	84,667	8,078	9,541.5	15.30					
75 "	76,588	12,698	16,580.1	11.65					
80 "	63,890	17,971	28,127.4	8.47					
85 "	45,919	45,919	100,000.0	5.81					

Source: Voir source du tableau 45.

Le calcul des années vécues se fait de la même manière que dans une table de mortalité générale (voir fiche technique de l'indicateur I-03). Toutefois, les années vécues au-delà de 85 ans sont habituellement estimées par le produit des survivants à cet âge et de l'espérance de vie à 85 ans tirée de la table de mortalité générale.

Enfin, l'espérance de vie à un âge exact x s'obtient en rapportant aux survivants à cet âge la somme des années vécues au-delà du même âge.

### L'espérance de vie perdue

La table de mortalité en l'absence de décès par tumeurs fournit nécessairement une espérance de vie à la naissance supérieure à celle indiquée par la table de mortalité générale: 72.78 au lieu de 70.14. La différence entre ces deux valeurs, soit 2.64 ans, représente l'espérance de vie perdue en raison de la mortalité attribuable aux tumeurs ou, si l'on préfère, le gain en longévité moyenne qui résulterait de la seule élimination de cette mortalité jusqu'à l'âge de 85 ans.

Cette espérance de vie perdue peut aussi être obtenue de la manière suivante:

- 1. à l'aide de la méthode exposée dans la fiche technique de l'indicateur I-10, on calcule, âge par âge, le nombre de décès par tumeurs dans la génération fictive soumise aux conditions de mortalité prévalant dans la population;
- comme précédemment, on dresse ensuite la table de mortalité en l'absence de décès par tumeurs afin de connaître le nombre moyen d'années de vie perdues par les cancéreux décédés à chaque âge (espérances de vie aux divers âges);
- 3. on calcule ensuite le nombre total d'années de vie perdues en multipliant, à chaque âge, le nombre de décès par l'espérance de vie appropriée;
- 4. on divise ensuite le total de ces années de vie perdues par l'effectif de la génération à la naissance afin d'obtenir l'espérance de vie perdue.

Comme on le voit au tableau 63, le résultat obtenu (2.66 ans) diffère peu de l'estimation antérieure (2.64 ans). Cette légère différence ne tient d'ailleurs qu'aux approximations intervenant dans les calculs.

Si cette dernière façon de faire est évidemment un détour inutile pour le calcul de l'indicateur, elle n'en constitue pas moins un précieux outil d'analyse de ses propriétés. En reprenant les notations du tableau 63, le total des années de vie perdues (AVP) peut s'écrire:

$$AVP = \sum\limits_{x} \; D_{1}(x,x+a) \; . \; E_{2}(x+\frac{a}{2})$$

À condition de désigner par  $D_1$  le total des décès par tumeurs avant l'âge de 85 ans, et par  $p_1(x,x+a)$  la proportion de ces décès survenant entre les anniversaires x et x+a, cette formule se transforme en:

$$AVP = D_1, \sum\limits_{x} p_1 \left(x, x+a\right), E_2 (x+\underline{\underline{a}})$$

Par suite, l'espérance de vie perdue (EVP) est égale à:

$$\text{EVP} = (D_1 / S_0)$$
 ,  $\sum\limits_{x} \; p_1(x, x + a)$  ,  $E_2(x + \underline{a} \,)$ 

Nous voyons mieux ainsi que l'effet de la mortalité d'origine tumorale sur la longévité moyenne dépend de la proportion de personnes qui en sont victimes dans une génération, de la répartition de ces personnes selon leur âge au décès ainsi que du nombre supplémentaire d'années de vie que leur aurait assuré l'élimination des tumeurs de la panoplie des causes de décès.

TABLEAU 63. Calcul détaillé des années de vie perdues à la suite de décès par tumeurs malignes, sexe masculin, Canada, 1975-77

Age exact	Décès par tumeurs $D_1(x,x+a)$	Espérance de vie en l'absence de décès par tumeurs $E_2(x+\underline{a})$	Années de vie perdues
	(1)	(2)	(3) = (1) x(2)
0 an	6	72.83	436.98
1 an	28	70.97	1,987.16
5 ans	28	66.62	1,865.36
10 "	28	61.73	1,728.44
15 "	39	56.99	2,222.61
20 "	47	52.41	2,463.27
25 "	56	47.80	2,676.80
30 "	87	43.12	3,751.44
35 "	133	38.45	5,113.85
40 "	271	33.86	9,176.06
45 "	526	29.42	15,474.92
50 "	953	25.17	23,987.01
55 "	1,560	21.16	33,009.60
60 "	2,282	17.43	39,775.26
65 "	2,952	14.00	41,328.00
70 "	3,493	10.92	38,143.56
75 "	3,359	8.20	27,543.80
80 "	2,594	5.83	15,123.02
TOTAL	18,442		265,807.14

Source: Calculé d'après la colonne 3 du tableau 45 et la colonne 4 du tableau 62.

Les formules précédentes montrent également que l'effet conjoint de deux mortalités particulières est supérieur à la somme de leurs effets respectifs. Certes, leurs victimes s'additionnent bien à chaque âge, mais la survie de ces victimes serait plus longue si les deux mortalités étaient éliminées, et non pas seulement l'une d'entre-elles. Il en résulte que les espérances de vie perdues ne sont pas additives.

### Années de vie perdues par décès

L'intérêt des formules précédemment établies est aussi d'indiquer clairement la voie à suivre dans le calcul du nombre moyen d'années de vie perdues par personne décédée. Il suffit en effet de diviser le total des années de vie perdues (AVP) par le total des décès pris en compte  $(D_1)$ . Ainsi, dans notre exemple, ce nombre s'élève à: 14.41. Le même résultat pourrait évidemment être obtenu en divisant l'espérance de vie perdue EVP par la probabilité de décéder  $D_1/S_2$ .

Bien entendu, ce nombre moyen d'années de vie perdues dépend de la plus ou moins grande précocité des décès attribués à la cause spécifiée. Mais, soulignons-le, il dépend aussi de la mortalité due aux autres causes puisque c'est le niveau de cette mortalité qui détermine l'espérance de vie perdue par les décédés de chaque âge.

#### Hypothèse implicite

Dans tout ce qui précède, on suppose implicitement que les personnes décédées d'une cause donnée n'étaient ni plus, ni moins exposées que d'autres à mourir d'une autre cause. Cette hypothèse n'est sans doute pas toujours conforme à la réalité.

# I-15: LES ANNÉES DE VIE PERDUES

## I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Total, ou partie, des années de vie perdues par les membres d'une population qui sont décédés de la cause spécifiée au cours de l'année d'observation.

### Fonction descriptive

Il s'agit d'évaluer le coût potentiel de chaque mortalité particulière en termes d'années de vie perdues par les personnes qui en sont victimes durant l'année. Ce coût dépend du nombre de ces victimes, de leur répartition selon l'âge au décès ainsi que du nombre supplémentaire d'années de vie que leur aurait assuré l'élimination de la cause de leur décès.

#### Indication recherchée

Utilité des mesures visant à réduire la mortalité concernée, ou des recherches entreprises dans le même dessein.

### II INTERPRÉTATION

Nous commenterons ici les deux indicateurs en usage au Canada: les pertes en potentiel-vie d'une part, les années potentielles de vie perdues d'autre part.

### Pertes en potentiel-vie

Le concept de potentiel-vie d'une population a été introduit en démographie par Hersch<sup>22</sup>. Il s'agit du nombre total d'années restant à vivre par les personnes qui font partie de la population à une date donnée. Dans les calculs, la contribution de chaque personne à ce potentiel-vie est estimée par l'espérance de vie à l'âge qu'elle a déjà atteint.

En première approximation, on peut donc considérer que si un décès réduit l'effectif de la population d'une unité, il réduit le potentiel-vie de cette population d'une quantité égale à l'espérance de vie des survivants de même âge que le décédé. Il est ainsi commode de désigner par "pertes en potentiel-vie" (PPV) le total des années de vie perdues obtenu en multipliant, à chaque âge, les nombres de décès observés par l'espérance de vie des survivants.

À titre d'illustration, nous reproduisons aux tableaux 64 et 65 les résultats disponibles pour le Canada. Ils ont été obtenus en appliquant aux décès de personnes de moins de 85 ans enregistrés en 1973 et 1980 les espérances de vie aux divers âges fournies par la table de mortalité de 1971.

Un tableau de ce genre permet de hiérarchiser les causes en fonction des décès qui leur sont attribués et de la répartition de ces décès selon l'âge. Ainsi, de deux causes fournissant un nombre égal de décès, celle qui sera responsable des décès les plus précoces contribuera plus que l'autre à réduire le potentiel-vie de la population. Comme dans le calcul de l'espérance de vie perdue (voir I-14), la prise en compte du facteur "âge au décès" a pour effet de donner plus de poids aux causes responsables de morts prématurées qu'à celles qui se manifestent surtout durant la vieillesse.

Si l'on accepte l'idée que la mort d'une personne représente une perte d'autant plus importante pour la collectivité qu'elle survient à un âge jeune, on choisira pour objectif de minimiser les pertes en potentiel-vie, et non pas seulement le nombre de décès. Les tableaux 64 et 65 permettent alors de dégager les priorités d'action et de recherche en accord avec cet objectif: lutte



<sup>22</sup> Hersch, L., "De la démographie actuelle à la démographie potentielle", Genève, Librairie de l'Université, 1944, pp. 55-129.

TABLEAU 64. Pertes en potentiel-vie selon le sexe, Canada, 1973

	CIMA O	Hommes			Femmes		Total			
Causes de décès	CIMA-8	PPV <sup>1</sup>	Pourcentage	Rang	PPV <sup>1</sup>	Pourcentage	Rang	PPV <sup>1</sup>	Pourcentage	Rang
Cancer	140-239	292,620	16.1	2	299,884	23.0	1	592,504	19.0	2
Diabète sucré	250	19,774		12	26,736		10	46,510	1.5	12
Maladies ischémiques										
du coeur	410-414	413,976	22.8	1	238,544	18.3	2	652,520	20.9	1
Accidents cérébro-										
vasculaires	430-438	86,944	4.8	5	104,252	8.0	3	191,196	6.1	4
Maladies des artères	440-448	31,652	1.7	11	27,101	2.1	9	58,753	1.9	9
Pneumonie	480-486	43,977	2.4	8	37,983	2.9	7	81,960	2.6	8
Bronchite chronique,	490-493,									
emphysème et asthme	519.3	41,029	2.3	9	14,962	1.1	12	55,991	1.8	11
Cirrhose du foie	571	38,161	2.1	10	19,763	1.5	11	57,924	1.9	10
Anomalies congénitales	740-759	57,117	3.1	7	56,843	4.4	6	113,960	3.7	6
Mortalité périnatale	760-779	104,981	5.8	4	84,510	6.5	4	189,491	6.1	5
Accidents de la circulation	E810-E819	201,138	11.1	3	83,805	6.4	5	284,943	9.1	3
Suicides	E950-E959	68,642	3.8	6	29,681	2.3	8	98,323	3.2	7
Autres		413,660	22.8		282,430	21.6		696,090	22.3	
TOUTES CAUSES	001-E999	1,813,671	100.0		1,306,494	100.0		3,120,165	100.0	

Les pertes en potentiel-vie (PPV) sont égales à la somme, de 0 à 85 ans, du nombre de décès par cause dans les groupes d'âge et de sexe en 1973 (Statistique Canada, nº 84-203 au catalogue) multiplié par l'espérance de vie moyenne de chaque groupe d'âge et de sexe. L'espérance de vie est tirée du tableau 8, dans Basavarajappa, K.G. et Lindsay, J., Variations de la mortalité au Canada, 1960-1962 et 1970-1972, nº 84-533 au catalogue, Statistique Canada, p. 55.

Source: Tableau 1 dans Smith, M.H., "Années de vie en puissance perdues", Maladies chroniques au Canada, 3, 3, décembre 1982, p. 62.

TABLEAU 65. Pertes en potentiel-vie selon le sexe, Canada, 1980

	00044		Hommes			Femmes			Total	
Causes de décès	CIMA-9	PPV <sup>1</sup>	Pourcentage	Rang	PPV <sup>1</sup>	Pourcentage	Rang	$PPV^1$	Pourcentage	Rang
Cancer	140-239	339,826	19.6	2	335,526	26.2	1	675,352	22.4	1
Diabète sucré	250	17,436		12	22,071	1.7	10	39,507	1.3	12
Maladies ischémiques										
du coeur	410-414	386,145	22.3	1	236,895	18.5	2	623,040	20.7	2
Accidents cérébro-										
vasculaires	430-438	73,823	4.3	5	96,375	7.5	3	170,198	5.7	4
Maladies des artères	440-448	29,320	1.7	10	25,319	2.0	9	54,639	1.8	11
Pneumonie	480-486	28,110	1.6	11	26,597	2.1	8	54,707	1.8	10
Bronchite chronique,	490-493,									
emphysème et asthme	496	42,954	2.5	8	19,527	1.5	12	62,481	2.1	8
Cirrhose du foie	571	37,776	2.2	9	21,245	1.7	11	59,021	2.0	9
Anomalies congénitales	740-759	55,302	3.2	7	52,250	4.1	6	107,552	3.6	7
Mortalité périnatale	760-779	66,013	3.8	6	52,772	4.1	5	118,785	3.9	6
Accidents de la circulation	E810-E819	168,361	9.7	3	69,233	5.4	4	237,594	7.9	3
Suicides	E950-E959	91,283	5.3	4	31,410	2.5	7	122,693	4.1	5
Autres		397,005	22.9		289,711	22.7		686,716	22.8	
TOUTES CAUSES	001-E999	1,733,354	100.0		1,278,931	100.0		3,012,285	100.0	

Les pertes en potentiel-vie (PPV) sont égales à la somme, de 0 à 85 ans, du nombre de décès par cause dans les groupes d'âge et de sexe en 1980 (Statistique Canada, nº 84-203 au catalogue) multiplié par l'espérance de vie moyenne de chaque groupe d'âge et de sexe. L'espérance de vie est tirée du tableau 8, dans Basavarajappa, K.G. et Lindsay, J., Variations de la mortalité au Canada, 1960-1962 et 1970-1972, Statistique Canada, nº 84-533 au catalogue, Statistique Canada, p. 55.

Source: Tableau 2 dans Smith, M.H., op. cit., p. 62.

contre les causes responsables des plus fortes pertes (cancers, maladies ischémiques du coeur, accidents de la circulation) et contre celles dont la contribution augmente (suicide, cirrhose du foie, diverses maladies de l'appareil respiratoire).

### Années potentielles de vie perdues

Dans le souci de concentrer encore davantage l'attention sur la mortalité prématurée, on peut mener le calcul des années de vie perdues en ne retenant que les décès survenus avant un certain âge et, éventuellement, en ne considérant que les années de vie perdues avant ce même âge-seuil. Construit en tenant compte simultanément de ces deux possibilités, l'indicateur "années potentielles de vie perdues (APVP)" est ainsi, par excellence, un indicateur de la mortalité prématurée.

De façon plus explicite, l'indicateur APVP fournit une estimation du total des années de vie perdues avant l'âge de 70 ans par les personnes décédées entre leur premier et leur 70e anniversaire. Pour chaque décès retenu, la durée de vie perdue avant l'âge de 70 ans est définie par l'intervalle de temps séparant la mort du 70e anniversaire. Pour une cause donnée, le total des années potentielles de vie perdues dépend ainsi uniquement du nombre et de l'âge moyen des personnes qui en sont victimes entre 1 et 70 ans.

Nous reproduisons au tableau 66 certains résultats disponibles pour la période 1950-1978. Les années potentielles de vie perdues y sont données pour 1,000 personnes de 1-69 ans révolus afin de faciliter leur comparaison dans le temps.

TABLEAU 66. Taux<sup>1</sup> des années potentielles de vie perdues entre 1 et 70 ans selon quelques causes<sup>2</sup> de décès, Canada, 1950-1978

	1 1		,			
Année	Toutes causes	Accidents (véhicules à moteur)	Maladies ischémiques du coeur	Suicides	Cancers du poumon	Cirrhose du foie
			années pour 1,000			
1950	84.0	6.0		1.9	0.9	0.6
1960	66.6	9.1		2.2	1.3	0.8
1970 1972	63.1 64.7	10.1 11.6	10.3 9.7	3.5 3.9	1.9 2.0	1.2 1.5
1974 1976 1978	63.3 58.2 56.8	11.5 9.0 8.7	9.6 9.0 8.4	4.1 4.1 4.7	2.2 2.1 2.4	1.7 1.7 1.6

Il s'agit de taux comparatifs exprimés en années (potentielles de vie perdues) pour 1,000 habitants dont l'âge est compris entre 1 et 70 ans. La population recensée le 1er juin 1976 a été prise comme population type.

Source: Tableau 52 dans Ableson, J., Paddon, P. et Strohmenger, C., Perspectives sur la santé, nº 82-540 au catalogue, Ottawa, Statistique Canada, février 1983, p. 67.

Malgré un regroupement différent des causes de décès, en particulier pour les tumeurs, ce tableau met en évidence les mêmes problèmes sanitaires que les précédents: maladies ischémiques du coeur, accidents de la circulation, divers cancers, suicides, cirrhoses du foie. Ce qui change, c'est l'importance relative de ces problèmes. Ainsi, les accidents de la circulation apparaissent maintenant comme étant tout aussi importants que les maladies ischémiques du coeur et, peut-être, plus importants que les cancers.

Pour les causes de décès, les catégories utilisées correspondent aux révisions de la Classification internationale des maladies alors en vigueur, soit: la 6º révision pour 1950; la 7º pour 1960; la 8º pour 1970 et au delà.

Pour éclairer encore davantage les choix à faire, on peut également calculer les années potentielles de vie perdues en raison des décès attribuables aux facteurs de risque connus. À titre d'exemple, nous reproduisons au tableau 67 les résultats obtenus pour le tabac et l'alcool à partir des décès des trois années 1975 à 1977. On voit ainsi que chacun de ces deux facteurs contribue de façon très appréciable au total des années potentielles de vie perdues. Certes, les résultats obtenus pour divers facteurs de risque ne peuvent être purement et simplement ajoutés les uns aux autres en raison de la non-additivité des décès attribuables (voir I-13); néanmoins, en fonction de son importance, chacun de ces résultats fournit une précieuse indication sur l'utilité respective de diverses mesures préventives.

TABLEAU 67. Années potentielles de vie perdues en raison des décès attribuables au tabac et à l'alcool, Canada, 1975-77

Facteur de risque		Hommes	Femmes
Tabac: consommation actuelle	Nbre	270,525	43,173
	%	10.46	3.47
Tabac: consommation passée et présente	Nbre	296,468	49,893
	%	11.46	4.01
Alcool	Nbre	281,784	92,801
	%	10.89	7.45
Toutes causes de décès	Nbre	2,58 <b>6</b> ,793	1,244,980
	%	100.0	100.0

Source: Voir source du tableau 54.

#### Discussion

À la différence de "l'espérance de vie perdue" (I-14), les deux indicateurs que nous venons de commenter prennent en compte le nombre de décès **observés.** Cette prise en charge est tout à fait légitime dans la mesure où les décisions en matière de santé publique sont toujours à pondérer par le nombre de cas concernés. Cependant, de façon assez paradoxale, ces deux indicateurs ne fournissent pas d'estimations correctes du nombre d'années de vie perdues à la suite de ces décès. En effet, comme nous le vérifierons dans la fiche technique, les APVP sont supérieures aux années de vie véritablement perdues avant l'âge de 70 ans; par contre, les pertes en potentiel-vie sont inférieures aux années de vie réellement perdues par les décédés de moins de 85 ans.

### III FICHE TECHNIQUE

Tel que rapporté par Romeder et McWhinnie<sup>23</sup>, il existe plusieurs variantes de l'indicateur, et ces variantes se distinguent les unes des autres par le mode d'estimation des années de vie perdues à la suite d'un décès ainsi que par la sélection des décès.

#### Années de vie perdues à la suite d'un décès

Quatre modes d'estimation ont été proposés. Nous les présentons brièvement ci-après en progressant du plus simple au plus complexe.

<sup>23</sup> Romeder, J.-M. et McWhinnie, J.R., "Le développement des années potentielles de vie perdues comme indicateur de mortalité prématurée", Revue d'Épidémiologie et de santé publique, 26, 1978, pp. 97-115.

### 1. Option A: différence entre une limite d'âge fixée à l'avance et l'âge au décès

En désignant par l la limite d'âge choisie, et par x l'âge exact au décès, le nombre d'années de vie perdues est estimé par (l-x) lorsque le décès survient avant la limite d'âge, et considéré comme nul dans le cas contraire. Tous les décès survenant après la limite d'âge se trouvent ainsi exclus du calcul.

Pour un même âge au décès, le nombre d'années de vie perdues est le même quelle que soit la cause du décès. Les résultats obtenus pour des causes mutuellement exclusives sont donc additifs.

Pour chaque mortalité particulière, le nombre moyen d'années de vie perdues par personne décédée est égal à la différence entre la limite d'âge choisie et l'âge au décès, le total des années de vie perdues dépend donc uniquement du nombre et de la plus ou moins grande précocité des décès pris en compte.

Le choix de la limite d'âge ne saurait être totalement arbitraire car il détermine le volume des années de vie perdues et la répartition de celles-ci entre les diverses mortalités. En fonction des objectifs poursuivis, on choisira certaines limites normatives telles que la fin de l'âge adulte, l'âge normal à la retraite, etc... Les limites fréquemment retenues sont 65, 70 ou 75 ans.

Ajoutons que cette méthode surestime nécessairement le nombre d'années de vie perdues avant l'âge choisi pour limite puisque certains décédés n'auraient pu atteindre cette limite d'âge même si la cause de leur décès avait été supprimée. Plus la limite d'âge est élevée, plus la surestimation est forte.

### 2. Option B: différence entre l'espérance de vie à la naissance et l'âge au décès

De prime abord, cette option apparaît comme un cas particulier de l'option précédente, l'espérance de vie à la naissance servant ici de limite d'âge. Elle en diffère néanmoins par le fait que cette limite varie dans le temps et d'une population à l'autre.

#### 3. Option C: l'espérance de vie des survivants

Dans cette option, les années de vie perdues par les décédés sont estimées par le nombre moyen d'années restant encore à vivre par les survivants de même âge, ou espérance de vie à l'âge au décès. Comme cette espérance de vie ne dépend pas de la cause du décès, les résultats obtenus pour des causes mutuellement exclusives sont additifs.

À la différence des deux options précédentes, celle-ci permet le calcul de la totalité des années de vie perdues à la suite des décès pris en compte, et non pas seulement les années de vie perdues avant un certain âge.

L'idée de comparer le sort des décédés à celui des survivants de même âge est, de prime abord, très satisfaisante pour l'esprit. Il faut savoir cependant que, ce faisant, on sous-estime le nombre d'années de vie perdues en raison de chaque mortalité particulière puisque l'espérance de vie des survivants dépend partiellement du niveau de cette mortalité après l'âge considéré.

#### 

C'est l'option déjà adoptée dans le calcul de "l'espérance de vie perdue" (voir fiche technique de l'indicateur I-14). La situation observée est ici comparée à une situation hypothétique dans laquelle la cause du décès n'agirait plus. Les années de vie perdues à la suite d'un décès attribué à cette cause sont alors estimées par l'espérance de vie au même âge dans cette situation hypothétique. C'est la meilleure façon d'évaluer le nombre d'années de vie perdues en raison de chaque mortalité particulière.

Comparativement aux autres, cette méthode souffre de quelques inconvénients d'ordre pratique:

a) elle requiert davantage de calculs préalables,

b) les résultats obtenus ne sont pas additifs,

c) elle est (provisoirement?) moins bien comprise par les utilisateurs des résultats.

De ce fait, on lui préfère souvent l'une ou l'autre des options A et C.

#### Sélection des décès

En fonction des indications recherchées, on ne retiendra le plus souvent qu'une partie des décès observés: décès survenus avant et pendant la vie active, décès considérés comme prématurés, etc... Pour ces décès, on pourra calculer la totalité des années de vie perdues, ou seulement les années de vie perdues avant un certain âge.

Les décès retenus sont habituellement classés selon la cause initiale du décès avec des regroupements par organe ou appareil touché, ou d'après la nature du processus morbide impliqué. Lorsque l'on dispose de fractions attribuables (voir indicateur I-13), l'on ajoute à ces répartitions classiques les estimations des décès imputables aux facteurs de risque reconnus.

En modifiant la sélection des décès et le mode d'estimation des années de vie perdues à la suite d'un décès, on peut obtenir une très grande variété d'indicateurs. Pour fins d'illustration, nous ne retiendrons de cette variété que les deux indicateurs en usage au Canada.

## Années potentielles de vie perdues (APVP)

Proposé par Romeder et McWhinnie (op. cit.,) cet indicateur se calcule de la manière apparaissant au tableau 68 (option A). On notera que seuls sont pris en compte les décès survenus entre le premier et le 70e anniversaire, et que les années de vie perdues à la suite d'un décès sont estimées par la différence entre 70 ans et l'âge au décès. Le résultat obtenu est ainsi une estimation du nombre d'années de vie perdues avant l'âge de 70 ans par les décédés de plus d'un an.

D'après les auteurs, deux raisons justifient l'exclusion des décès infantiles. D'une part, "la majorité des cas de décès infantiles sont dus à des causes spécifiques à cette première année de la vie, et ont souvent une étiologie différente de celle des décès à un âge ultérieur" (op. cit., p.108). D'autre part, l'estimation à près de 70 ans du nombre d'années de vie perdues à la suite d'un tel décès paraît excessive si l'on songe qu'un enfant mort en bas âge est souvent remplacé par un autre enfant qui lui doit ainsi la vie. C'est donc en raison de sa nature particulière et de la difficulté d'évaluer son coût pour la collectivité que la mortalité infantile se trouve exclue des calculs.

La limite d'âge supérieure a été fixée à 70 ans. Tout en signalant qu'il y a inévitablement un certain arbitraire dans ce choix, les auteurs ont tenu à le justifier partiellement. Selon eux, "si l'on choisit un âge-seuil supérieur à 70 ans, il faut songer que la détermination de la cause principale du décès devient souvent difficile, particulièrement chez les personnes très âgées"; par contre, "l'âge de 65 ans, proposé par plusieurs auteurs, apparaît relativement peu avancé étant donné qu'une importante partie de la population est encore en très bonne santé à cet âge" (op. cit., p.107).

La détermination du nombre d'années de vie perdues à la suite d'un décès se fait ici selon l'option A et est donc fautive. Les calculs effectués par les auteurs sur les données canadiennes de 1967 montrent bien l'ampleur de la surestimation du total des années de vie perdues pour chacun des 10 groupes de causes (tableau 69). La surestimation serait encore plus forte si l'on avait choisi une limite supérieure à 70 ans. Cette méthode d'estimation amplifie donc l'effet de chaque mortalité particulière sur le potentiel-vie de la population, et le bénéfice que l'on peut attendre de son élimination.



TABLEAU 68. Calcul des années potentielles de vie perdues et comparaison avec l'option D modifiée, sexe masculin, Canada, 1976

			O	otion A	Option D	modifiée <sup>1</sup>	
Åge moyen Groupes au décès d'âge x au décès	ipes au décès tumeur ge x		au décès tumeurs x		APVP	Nombre moyen d'an- nées de vie perdues avant 70 ans	APVP avant 70 ans
			AVP 70	5 - A	avant 70 ans	1. 1. 1. 1. 1.	
	(1)	(2)	(3)	(4) = (2)x(3)	(5)	(6) = (2)x(5)	
1- 4 ans	3.0	54	67.0	3,618.0	62.44	3,371.76	
5-9 H	7.5	69	62.5	4,312.5	58.07	4,006.83	
10-14 "	12.5	65	57.5	3,737.5	53.17	3,456.05	
15-19 "	17.5	97	52.5	5,092.5	48.39	4,693.83	
20-24 "	22.5	110	47.5	5,225.0	43.74	4,811.40	
25-29 "	27.5	114	42.5	4,845.0	39.07	4,453.98	
30-34 "	32.5	130	37.5	4,875.0	34.32	4,461.60	
35-39 "	37.5	198	32.5	6,435.0	29.58	5,856.84	
40-44 "	42.5	385	27.5	10,587.5	24.89	9,582.65	
45-49 "	47.5	719	22.5	16,177.5	20.29	14,588.51	
50-54 "	52.5	1,282	17.5	22,435.0	15.78	20,229.96	
55-59 "	57.5	1,837	12.5	22,962.5	11.35	20,849.95	
60-64 "	62.5	2,616	7.5	19,620.0	6.93	18,128.88	
65-69 "	67.5	3,029	2.5	7,572.5	2.36	7,148.44	
TOTAL		10,705		137,495.5		125,640.68	

Le nombre d'années de vie perdues avant 70 ans pour chaque décès survenu avant cet âge est égal à:  $E_{2(x)} = \frac{S_{70} - E_{2(70)}}{S_x}$  où  $E_{2(x)}$  et  $S_x$  représentent les espérances de vie et les survivants à l'âge x de la table de mortalité en l'absence de tumeurs. Source: Voir source du tableau 45; et d'après la table de mortalité en l'absence de tumeurs (tableau 62).

TABLEAU 69. Années potentielles de vie perdues et pourcentage de surévaluation, sexe masculin, Canada, 1967

Causes de décès	APVP de 1 à 70 ans	APVP corrigées de 1 à 70 ans	Pourcentage de suréva- luation
Maladies infectieuses	10,200.0	9,235.1	10.4
Cancer	124,290.0	114,916.0	8.2
Allergies, glandes endocrines, sang	14,310.0	12,980.9	10.2
Maladies du système nerveux	41,517.0	37,928.7	9.5
Maladies du système circulatoire	192,554.5	182,229.6	5.7
Maladies du système respiratoire	33,139.5	30,259.5	9.5
Maladies du système digestif	29,962.5	27,108.2	10.5
Maladies du système génito-urinaire	8,784.0	7,953.7	10.4
Accidents	308,147.0	283,457.5	8.7
Toutes autres causes	29,429.5	27,125.7	8.5
TOTAL	792,334.0	733,194.9	8.1

Source: Romeder, J.-M. et McWhinnie, J.R., op. cit, p. 106.

Cependant, si l'objectif poursuivi consiste simplement à classer les causes de décès en fonction de l'importance relative des années de vie perdues dont elles sont responsables, il semble bien que la méthode de calcul utilisée ici soit tout à fait suffisante. En effet, toujours d'après le tableau 69, les années de vie perdues sont surestimées d'une proportion qui varie peu avec la cause du décès, et ceci fait que les rapports entre les résultats obtenus diffèrent peu de ceux que l'on établirait à partir des résultats corrigés. Tout en surestimant l'impact de chaque mortalité particulière, l'indicateur proposé permet donc de classer les causes de morts prématurées selon le rapport existant entre leurs impacts respectifs.

### Pertes en potentiel-vie (PPV)

Cet indicateur, utilisé par Santé et Bien-être social Canada dans certaines de ses publications<sup>24</sup>, diffère du précédent par la sélection des décès et le mode de calcul des années de vie perdues à la suite d'un décès.

Comme on le voit par le calcul de l'indicateur (tableau 70), tous les décès survenus avant l'âge de 85 ans sont ici pris en compte. En outre, conformément à l'option C, la durée de vie perdue par les décédés est estimée par l'espérance de vie des survivants de même âge. Le résultat obtenu est ainsi une estimation du total des années de vie perdues par les personnes décédées de la cause spécifiée avant d'avoir atteint l'âge de 85 ans.

Il s'agit cette fois d'une estimation par défaut. En effet, l'élimination d'une cause de décès augmenterait l'espérance de vie à chaque âge et celle-ci est donc inférieure à la véritable durée de vie perdue par les victimes de cette cause. Il en résulte nécessairement une sous-estimation du total des années de vie perdues (tableau 70). Néanmoins, cette sous-estimation est généralement faible en valeur relative, sauf pour des groupes de causes responsables d'une forte proportion des décès.

### Taux brut et taux comparatif

Les deux indicateurs précédents fournissent des nombres absolus qui sont difficilement comparables dans le temps et l'espace. Toutes choses égales par ailleurs, ces nombres dépendent en effet de l'effectif et de la composition par âge de chaque population.

L'effet d'effectif peut être éliminé par un calcul analogue à celui d'un taux brut de mortalité. Pour chaque mortalité particulière, le total des années de vie perdues est alors divisé par l'effectif de la population pour obtenir le nombre d'années de vie perdues pour 10,000 ou 100,000 personnes.

L'effet de l'inégale composition par âge des populations peut être éliminé en suivant la méthode de calcul d'un taux comparatif de mortalité. Les années de vie perdues ne sont plus alors calculées à partir des décès observés dans la population, mais bien à partir des décès "attendus" dans une population de référence soumise, par hypothèse, aux mêmes conditions de mortalité (voir fiche technique de I-02). En ramenant ce nouveau total des années de vie perdues à l'effectif de la population de référence, on obtient le taux comparatif (ou standardisé) recherché<sup>25</sup>.

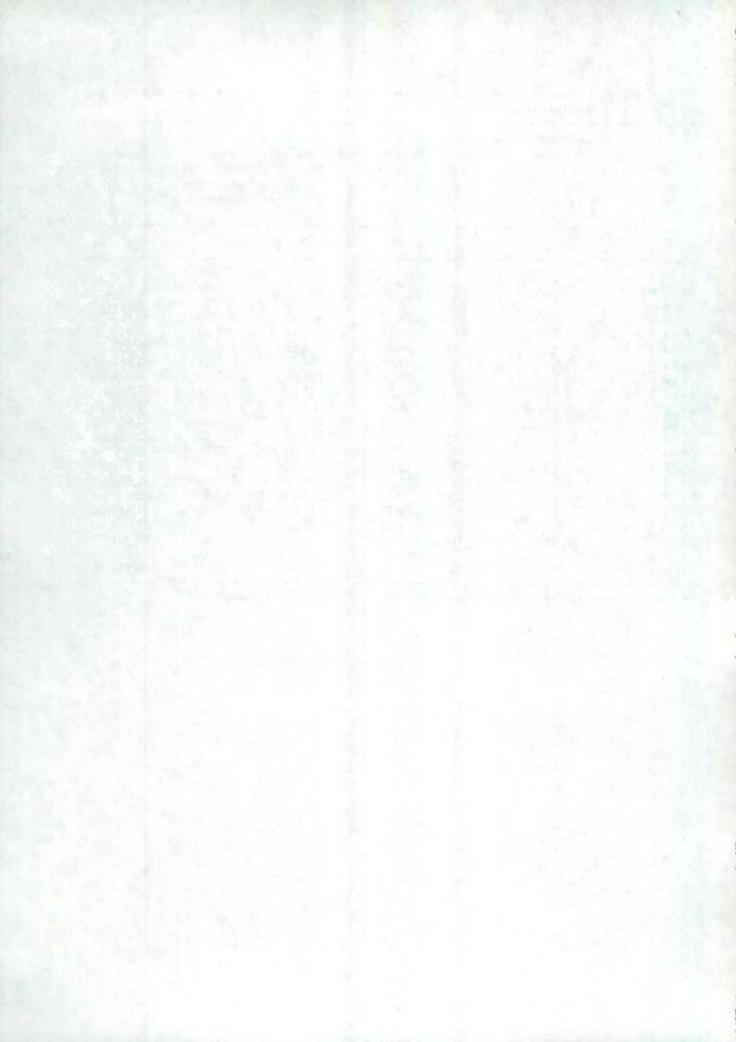
Notons cependant que la valeur du taux comparatif dépend partiellement de la composition par âge de la population de référence. Aussi, si l'intention avouée est de rechercher un indice qui ne dépende que de la structure de la mortalité selon l'âge et la cause, doit-on utiliser de préférence l'espérance de vie perdue ou ses dérivés (années de vie perdues à la suite des décès obtenus en soumettant, leur vie durant, les 100,000 membres d'une génération fictive aux conditions de mortalité observées).

Smith, H., "Années de vie en puissance perdues", Maladies chroniques au Canada, 3, 3, décembre 1982, pp. 61-63.
 Pour un exemple de calcul du taux brut ou du taux standardisé des APVP, voir Romeder J.-M. et McWhinnie, J.R., op. cit., pp. 101-103.

TABLEAU 70. Calcul des pertes en potentiel-vie et comparaison avec les années de vie perdues d'après l'option D, sexe masculin, Canada, 1976

Groupe d'âge au décès	Âge moyen au décès x	Décès par tumeurs	Espérance de vie à l'âge x E(x)	Pertes en potentiel-vie (Option C)	Espérance de vie à l'âge x (en l'absence de tumeurs) E	Années de vies perdues (Option D)
	(1)	(2)	(3)	(4) = (2)x(3)	(5)	(6) = (2)x(5)
0 an	0.5	11	70.22	772.42	72.83	801.13
1- 4 ans	3.0	54	68.37	3,691.98	70.97	3,832.38
5- 9 "	7.5	69	64.02	4,417.38	66.62	4,596.78
10-14 "	12.5	65	59.11	3,842.15	61.73	4,012.45
15-19 "	17.5	97	54.38	5,274.86	56.99	5,528.03
20-24 "	22.5	110	49.83	5,481.30	52.41	5,765.10
25-29 "	27.5	114	45.24	5,157.36	47.80	5,449.20
30-34 "	32.5	130	40.55	5,271.50	43.12	5,605.60
35-39 "	37.5	198	35.89	7,106.22	38.45	7,613.10
40-44 "	42.5	385	31.33	12,062.05	33.86	13,036.10
45-49 "	47.5	719	26.96	19,384.24	29.42	21,152.98
50-54 "	52.5	1,282	22.83	29,268.06	25.17	32,267.94
55-59 "	57.5	1,837	19.02	34,939.74	21.16	38,870.92
60-64 "	62.5	2,616	15.55	40,678.80	17.43	45,596.88
65-69 "	67.5	3,029	12.45	37,711.05	14.00	42,406.00
70-74 "	72.5	3,152	9.75	30,732.00	10.92	34,419.84
75-79 "	77.5	2,565	7.45	19,109.25	8.20	21,033.00
80-84 "	82.5	1,851	5.54	10,254.54	5.83	10,791.33
TOTAL		18,273		275,154.90		302,778.76

Source: Voir source du tableau 45; et d'apres la table de mortalité en l'absence de tumeurs (tableau 45).



### CHAPITRE 8

### INDICATEURS PARTICULIERS À CERTAINS ÂGES DE LA VIE

Les indicateurs que nous avons présentés dans les deux chapitres précédents étaient des indices synthétiques couvrant généralement la totalité du cycle de vie. Ceux que nous présentons maintenant ne concernent que certaines périodes de la vie.

Nous commencerons par les indicateurs relatifs à la période entourant la naissance. L'un d'entre-eux, le taux de mortalité infantile, est souvent utilisé comme indicateur du niveau de santé de la population. Cependant, dans les pays à faible mortalité notamment, on accorde de plus en plus la préférence au taux de mortalité périnatale et à l'une de ses composantes, la mortalité néonatale précoce. L'insuffisance pondérale à la naissance, facteur de risque commun à ces divers types de mortalités, sera également examinée dans son rôle d'indicateur de santé.

Nous présenterons ensuite l'espérance de vie selon l'état matrimonial en nous demandant si les différences constatées tiennent aux événements subis ou aux nouvelles conditions de vie qu'ils déterminent.

Enfin, l'indice de surmortalité masculine présente également un intérêt ici: en effet, cette surmortalité est présente à chaque phase de la vie et son importance varie selon l'âge.

# I-16: TAUX DE MORTALITÉ INFANTILE

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Rapport, une année donnée, des décès d'enfants de moins d'un an aux naissances vivantes1.

### Fonction descriptive

Lorsque le nombre des naissances est stable ou évolue très lentement d'année en année, comme c'est le cas le plus souvent, ou encore lorsque les données disponibles permettent le calcul du taux au sein d'une génération, on est dans une situation où le taux de mortalité infantile se présente comme un quotient. Il représente alors, pour les nouveau-nés d'une même génération, la probabilité de décéder avant le premier anniversaire.

### Indication recherchée

Le taux de mortalité infantile a longtemps constitué un indicateur privilégié des conditions d'hygiène et de santé régnant dans une population.

Cependant, la chute de la mortalité durant la première année de vie, en grande partie attribuée à la quasi-disparition du péril infectieux, a entraîné une concentration croissante des décès dans les premiers jours de la vie, suscitant ainsi un intérêt grandissant pour les soins durant la période périnatale. Dans les pays à faible mortalité, le taux de mortalité infantile a donc progressivement cédé la place au taux de mortalité périnatale, voire au taux de mortalité néonatale précoce, comme indicateur du niveau des soins (voir figure 18).

En raison de sa sensibilité aux facteurs de milieu, le taux de mortalité infantile demeure toutefois un indicateur utile dans les pays à faible mortalité. Il permet par exemple de mettre en évidence des catégories de la population dont les conditions sont particulièrement défavorables et, dans les comparaisons internationales, il aide à situer les pays du point de vue de leur niveau global de développement économique et social<sup>2</sup>.

### II INTERPRÉTATION

#### Niveau et évolution

Alors qu'il y a deux siècles on comptait 250 décès de moins d'un an pour 1,000 enfants névivants, ce taux est de 9.6 pour 1,000 en 1981, soit 26 fois moindre (tableau 71).

La mortalité durant la première année de vie étant très sensible aux conditions sociales, il est évident que l'amélioration des conditions de vie a joué un grand rôle dans cette évolution. Cependant, il ne faut pas négliger l'apport de la médecine, depuis le début de ce siècle. Mentionnons, à titre d'exemples, les progrès considérables accomplis lors de la révolution des antibiotiques, durant les années quarante et cinquante et, plus récemment, ceux résultant des programmes de périnatalité.

Malgré cette chute des risques de décès infantiles, il convient de noter que ceux-ci demeurent relativement élevés. En effet, vers 1981, la probabilité de décéder dans les 12 mois qui suivent était, à la naissance, aussi élevée qu'à l'âge de 56 ans pour les hommes et de 61 ans pour les femmes.

Voir la fiche technique pour d'autres modes de calcul de ce taux.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Voir Newland, K., "Mortalité infantile et santé des sociétés", Forum mondial de la santé, vol. 3, 3, 1982, pp. 364-367.

Figure 18

Composantes de la mortalité foeto-infantile

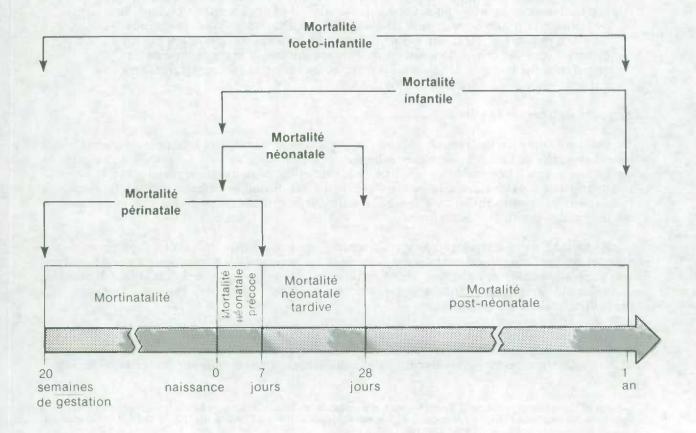


TABLEAU 71. Décès infantiles, taux de mortalité infantile et répartition des décès infantiles selon l'âge, Canada, 1931, 1956 et 1981

Décès infantiles		antiles	Réparti	ition des décès selon l'âge au décès			
Année	Nombre	Taux <sup>1</sup>	Moins de 7 jours	7-27 jours	28 jours et plus	Total	
				pource	entage		
1931 <sup>2</sup>	20,360	$86.0^{3}$	4.1	14.6	51.4	100.0	
1956	14,399	31.9	52.3	10.7	37.0	100.0	
1981	3,562	9.6	57.2	9.0	33.8	100.0	

Pour 1,000 naissances vivantes.

Sauf Terre-Neuve, le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest.

Le taux inclut Terre-Neuve, le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest.

Source: Statistique Canada, La statistique de l'état civil 1977 (vol. III), nº 84-206 au catalogue, mars 1980, tableaux 20, 22, 27, 29 et 30; et Statistique Canada, La statistique de l'état civil 1981 (vol. I), nº 84-204 au catalogue, février 1983.

Il importe de souligner, à la suite de Sullerot, que la chute qu'a connue la mortalité infantile

..."a davantage changé la vie des sociétés humaines que tout autre phénomène démographique"... "Elle a entraîné une modification radicale des équilibres entre la vie et la mort, des effets d'ordre quantitatif - augmentation rapide des populations concernées - puis d'ordre qualitatif - le changement du régime de fécondité en est une conséquence, et les effets induits sur les rôles parentaux, les rôles des sexes, etc... ont été d'une extrême importance. Tous les calculs montrent que les chances de survie de l'enfant durant la première année ont plus d'effet sur la durée de la vie moyenne que les variations même importantes qui peuvent se produire à un âge plus avancé."

#### Les causes de décès infantiles<sup>4</sup>

On a coutume de distinguer, comme l'a préconisé le démographe Bourgeois-Pichat, deux grandes catégories de causes s': les causes endogènes et les causes exogènes. La première catégorie de décès est imputable à des maladies tenant à la constitution du nouveau-né, tandis que la seconde réunit les facteurs extérieurs tels que les accidents, les maladies infectieuses ou la mauvaise alimentation. Bien sûr, rares sont les causes de décès qui sont exclusivement endogènes ou exogènes, mais la distinction est commode.

Rappelons qu'en même temps que la chute de la mortalité infantile, s'est produit une concentration des décès dans les premiers jours de la vie mais aussi un changement dans la nature de ces causes: naguère surtout due à des facteurs exogènes, la mortalité infantile est devenue essentiellement endogène, puisque c'est surtout contre le premier type de facteurs que l'intervention médicale a été efficace.

Le tableau 72 donne une idée de la répartition des décès infantiles pour le Canada, suivant les catégories mentionnées plus haut. En 1971-72, la mortalité endogène représentait 75% de la mortalité infantile et, pour toutes les catégories considérées, il y avait une surmortalité masculine.

TABLEAU 72. Taux de mortalité infantile par catégorie de causes, Canada, 1971-72

Catégorie de causes de décès	Sexes réunis	Sexe masculin	Sexe féminin
Causes endogènes	12.9	14.4	11.3
Causes exogènes (sans les accidents et les morts violentes)	2.7	3.1	2.3
Causes accidentelles et violentes	0.9	1.1	0.7
Causes inclassables	0.9	1.0	0.7
Mortalité infantile totale	17.3	19.5	15.1

Pour 1,000 naissances vivantes.

Source: Tableau I dans Henripin, J., op. cit., p. 10

Sullerot, E., La démographie de la France. Bilan et perspectives, Paris, La documentation française, 1978, p. 69.

Pour cette section, voir l'étude de Henripin, J., La mortalité infantile au Canada de 1956 à 1972, document nº 23, Conseil économique du Canada, Ottawa, février 1975, 68 pages.

Bourgeois-Pichat, J., "An Analysis of Infant Mortality", Population Bulletin (New York, Nations Unies), no 2, octobre 1952, pp. 1-14.

#### Facteurs de la mortalité infantile

En 1980, plus de la moitié des décès infantiles au Canada survenaient durant la semaine suivant la naissance; près des deux-tiers durant les 28 premiers jours. On comprend donc que les facteurs de risque et les marqueurs de risque qui influent sur la mortalité néonatale sont également ceux qui jouent un rôle dans le cas de la mortalité infantile.

Le tableau 73, obtenu grâce à un couplage de données, montre les variations du taux de mortalité infantile selon certaines variables-clés, au sein de la génération 1971.

TABLEAU 73. Taux de mortalité infantile selon l'âge de la mère et certaines caractéristiques à la naissance, génération 1971, Canada¹

	Âge de la mère à l'accouchement									
	Tous âges	Moins de 20 ans	20-24 ans	25-29 ans	30-34 ans	35-39 ans	40 ans et plus			
			décès pour 1,	000 naissances	vivantes		7			
Total (N) <sup>2</sup>	16.5 (349,256)	<b>22.7</b> (40,453)	16.7 (124,263)	14.2 (108,785)	14.8 (48,763)	16.2 (20,362)	22.4 (6,100)			
Poids et rang de naissance total <sup>3</sup>										
≥2 500 g <2 500 g	7.0 129.3	9.2 152.3	7.4 130.8	5.9 123.4	6.1 123.8	7.5 109.3	11.9 128.7			
< 2 500 g et rang 1 2 3 4 et plu	118.0 136.3 131.4 s 142.5	133.0 192.6 274.2 550.0 <sup>4</sup>	108.4 143.7 160.7 189.7	114.7 120.1 117.2 150.5	122.5 112.2 101.7 142.6	157.6 102.3 113.6 99.8	127.7 <sup>4</sup> 192.3 <sup>4</sup> 53.6 <sup>4</sup> 131.2			
Naissance Dans le mariage Hors mariage	15.4 27.2	20.0 27.6	15.8 27.1	13.7 29.3	14.3 29.6	16.2 16.8	22.8 16.9			

Sans Terre-Neuve.

Source: Statistique Canada, Division de la santé (données non publiées).

Le niveau de la mortalité infantile, nous l'avons vu, est sensible aux conditions socioéconomiques. Étant donné que l'importance relative des décès exogènes - c'est-à-dire reliés aux facteurs de milieu - augmente à mesure que l'on s'éloigne du moment de la naissance, on comprend l'évolution de la surmortalité telle qu'illustrée par le tableau 74 où la classe V (ouvriers non qualifiés) est la catégorie professionnelle la plus défavorisée et la classe I (professions libérales) la mieux lotie.

Nombre de naissances vivantes.

<sup>3</sup> C'est-à-dire y compris les mort-nés.

<sup>4</sup> Moins de 10 décès infantiles.

TABLEAU 74. Indice de surmortalité infantile de la classe des ouvriers non qualifiés par rapport à celle des professions libérales, Angleterre et Pays de Galles, 1970-72

Type de mortalité	Indice de surmortalité <sup>1</sup>
Néonatale précoce (0-6 jours)	192
Néonatale tardive (7-27 jours)	249
Post-néonatale (1-11 mois)	421
Infantile (0-11 mois)	255

Professions libérales = 100.

Source: Extrait du tableau 3.13 dans Black, Sir Douglas(Chairman), Inequalities in Health: Report of a Research Working Group, Department of Health and Social Services, Londres, 1980, p. 85.

### III FICHE TECHNIQUE

#### Le calcul traditionnel

Rapport des décès de moins d'un an aux naissances survenues la même année, le taux de mortalité infantile n'est pas à strictement parler un taux, puisqu'une telle appellation suppose que l'on a, au dénominateur, une population moyenne. Il est à noter que ce "taux" n'est pas non plus une proportion ni une probabilité.

Bien que le calcul ci-dessus soit simple et les données facilement disponibles, certaines précautions sont nécessaires, lors de comparaisons internationales notamment, cela en raison de différences dans la définition des catégories retenues<sup>6</sup> et de l'existence de variantes dans le mode de calcul.

La distinction entre mort-né et naissance vivante est un exemple de problème de définition. Ainsi, en France, les "faux mort-nés" forment une catégorie à part dans les statistiques: il s'agit de bébés né-vivants, mais décédés avant le moment de leur déclaration à l'état civil; ceux-ci sont classés parmi les mort-nés, d'où leur appellation. Un calcul correct du taux de mortalité infantile exige que ces faux mort-nés soient au préalable ajoutés à l'effectif des naissances vivantes et à celui des décès de moins d'un an. Dans le cas de la France en 1954, cette correction avait conduit à un taux de mortalité infantile de 40.7 pour 1,000, contre 36.5 pour 1,000 lorsque les faux mort-nés étaient exclus du calcul. D'où l'importance de bien connaître le type de taux dont on dispose, avant de procéder à des comparaisons dans le temps ou dans l'espace.

Il faut noter que lorsque le nombre des naissances est stable, ou évolue très lentement d'une année à l'autre, le taux défini reflète bien le niveau de la mortalité durant la première année. Mais, lorsqu'il y a une tendance marquée à la baisse du nombre des naissances, le taux obtenu surestimera la réalité, puisqu'une bonne part des décès pris en compte proviennent des naissances de l'année précédente; inversement, une augmentation importante des naissances, d'une année à la suivante, entraînera une sous-estimation de la mortalité infantile.

Voir Pressat, R., L'analyse démographique, 2º édition, Paris, P.U.F., 1969, pp. 130-131.

<sup>6</sup> Höhn, C., "Les différences internationales de mortalité infantile: illusion ou réalité?", Population, 36, 4-5, juillet-octobre 1981, pp. 791-815.

#### Autres modes de calcul

Il existe d'autres modes de calcul du taux de mortalité infantile, dont le choix dépend surtout du type de données disponibles<sup>8</sup>.

Rappelons que, dans le calcul traditionnel du taux de mortalité infantile, une partie seulement des décès pris en compte sont issus des naissances figurant au dénominateur; ainsi, dans le cas illustré par la figure 19, le taux serait de: 3,464/361,216 = 9.6 pour 1,000. Cependant lorsqu'on dispose, comme au Canada, du double classement des décès de moins d'un an, on peut proposer un calcul plus raffiné où le taux se présenterait comme la somme de deux rapports, soit:

$$(459/360,377) + (3,005/361,216) = 9.6$$
 pour 1,000

Ce dernier calcul a l'avantage de tenir compte des différences d'effectif des deux générations en cause, au moment de la naissance. Si la mortalité est la même dans les deux générations, le résultat a en fait la signification d'un quotient annuel de mortalité à 0 an, dont la valeur est en général très proche de celle du taux de mortalité infantile qui résulte du mode de calcul traditionnel, c'est-à-dire à partir de données portant sur une seule année civile.

En l'absence d'un double classement des décès, on a parfois recours à la méthode de la moyenne pondérée, c'est-à-dire qu'on rapporte les décès à une moyenne pondérée des deux effectifs de naissances en cause. Les coefficients de pondération utilisés sont les proportions de décès survenus dans une génération donnée durant l'année civile de naissance d'une part et l'année qui suit d'autre part. Dans le cas du Canada, 0.9 et 0.1 sont acceptables. Le taux ainsi calculé est donc de:

$$(3,464)/(360,377 \times 0.1 + 361,216 \times 0.9) = 9.6 \text{ pour } 1,000$$

Il faut noter que l'utilisation de la moyenne pondérée a perdu de son importance puisque, contrairement au passé, la plupart des décès infantiles surviennent maintenant l'année même de la naissance.

Enfin, notons que lorsqu'un couplage de données a été effectué entre les décès de moins d'un an et les naissances dont ils sont issus on peut calculer, au sein de chaque génération, un quotient de mortalité infantile c'est-à-dire la probabilité, pour les individus d'une même génération pris au moment de leur naissance, de décèder avant le premier anniversaire. L'avantage des données obtenues par couplage est que, dans le calcul du quotient, seuls les décès issus des naissances du dénominateur pourront figurer au numérateur. Cependant, certains événements (migrations notamment) survenus entre la naissance et le moment du décès rendent en général ce nombre de décès incomplet, d'où une sous-estimation du quotient ainsi calculé.

### Tables de mortalité des enfants de moins d'un an

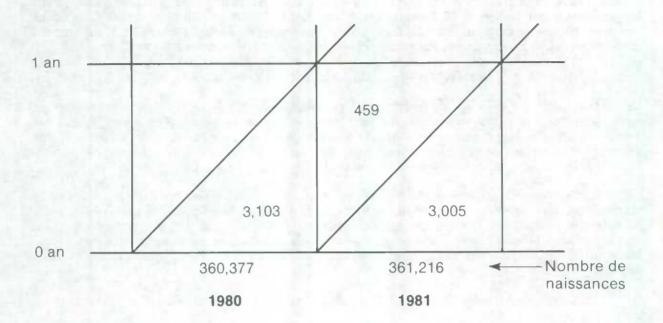
Il s'agit de tables limitées à la période infantile et présentées selon un découpage d'âge particulier: la première année de vie est divisée en mois (1/12 d'année), la période néonatale en semaines et la période néonatale précoce en jours<sup>9</sup>. Le découpage est d'autant plus détaillé que l'on est proche du moment de la naissance; cela s'explique par les risques particulièrement élevés durant les premiers jours de l'existence. Les résultats sont présentés sous la forme de quotients (et non de taux), c'est-à-dire de probabilités de décéder.

Government Printing Office, 1973, pp. 410-415.

Pour un exemple, voir Zborilova, J., "Les tables de mortalité infantile par cause. Application à la Tchécoslovaquie et à la France, 1968-1972", Population, 3, mai-juin 1977, pp. 555-578.

Pour plus de détails, voir Pressat, R., op. cit., pp. 130-134; O.M.S., Manual of Mortality Analysis. A Manual on Methods of Analysis of National Mortality Statistics for Public Health Purposes, Genève, O.M.S., 1977, pp. 85-92 et Shryock, H. et Siegel, J., The Methods and Materials of Demography (Second Printing), Washington, D.C., U.S. Government Printing Office, 1973, pp. 410-415.

Figure 19
Répartition des décès infantiles de l'année 1981 selon la génération, Canada (sans Terre-Neuve)



Source: Statistique Canada, Division de la santé, données non publiées.

Statistique Canada a notamment publié ce type de tables avec les tables de mortalité de 1970-72, de 1975-77 et de 1980-82. Le tableau 75 reproduit un extrait de la dernière table. On y remarque l'importance des risques de décès dans les jours qui suivent la naissance et leur diminution rapide avec l'âge; on notera également l'existence, à chaque âge, d'une surmortalité masculine.

TABLEAU 75. Table de mortalité des enfants de moins de 1 an suivant le sexe, Canada, 1980-82

â	S	exe masculi	n	Sexe féminin				
Âge x	Survivants à l'âge x	Décès d(x,x+a)	(pour 100,000)	Survivantes à l'âge x	Décès d(x,x+a)	aq <sub>x</sub> (pour 100,000)		
0 jour	100,000	402	402	100,000	314	314		
1 "	99,598	69	70	99,686	46	46		
2 jours	99,529	56	56	99,640	41	42		
3 "	99,473	35	35	99,599	23	22		
4 "	99,438	21	21	99,576	15	16		
5 "	99,417	16	16	99,561	12	12		
6 "	99,401	14	14	99,549	8	8		
7 "	99,387	48	47	99,541	42	42		
14 "	99,339	33	33	99,499	23	23		
21 "	99,306	21	22	99,476	21	20		
28 "	99,285	89	90	99,455	69	70		
2 mois	99,196	78	79	99,386	53	53		
3 "	99,118	60	60	99,333	49	49		
4 "	99,058	39	39	99,284	34	34		
5 "	99,019	31	32	99,250	21	22		
6 "	98,988	20	20	99,229	18	18		
7 "	98,968	15	15	99,211	13	13		
8 "	98,953	13	13	99,198	13	13		
9 "	98,940	10	10	99,185	10	10		
10 "	98,930	11	11	99,175	10	10		
11 "	98,919	11	11	99,165	8	8		
12 "	98,908			99,157				

Source: D'après Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces, 1980-1982, nº 84-532 au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, mai 1984, p. 15.

# I-17: TAUX DE MORTALITÉ PÉRINATALE

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Nombre annuel de mortinaissances et de décès néonatals précoces pour 1,000 naissances totales<sup>10</sup>.

### Fonction descriptive

Par son mode de calcul, le taux de mortalité périnatale s'apparente plutôt à un quotient. Il peut donc être assimilé au risque, pour les foetus considérés viables<sup>11</sup>, de naître sans vie ou de décéder avant la fin de la première semaine de vie.

#### Indication recherchée

"La mortalité périnatale reflète le niveau des soins obstétricaux et pédiatriques, ainsi que l'efficacité des mesures sociales en général et des actions de santé publique en particulier. Elle est donc capitale pour la détermination de la politique sanitaire."<sup>12</sup>

### II INTERPRÉTATION

#### Niveau et tendances

Les importants succès remportés contre la mortalité ont été accompagnés d'une concentration de plus en plus forte des décès aux deux extrémités de la vie. Ainsi, au début du cycle de vie, la mortalité néonatale, voire néonatale précoce, représente une part croissante de la mortalité infantile.

TABLEAU 76. Part de la mortalité périnatale dans la mortalité foeto-infantile: pourcentage et taux, Canada, 1921-1951-1981

	Répar	Répartition en pourcentage				
	Décès périnatals	Décès de 7 jours et plus	Décès foeto- infantiles	Mortalité périnatale <sup>2</sup>	Mortalité infantile	
1921	53.71	$46.3^{1}$	100.0 <sup>1</sup>	65.2 <sup>1</sup>	102.14	
1951	64.0	36.0	100.0	35.8	38.5	
1981	72.4	27.6	100.0	10.7	9.6	

<sup>1</sup> Sans Terre-Neuve, le Québec, le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest.

Source: Statistique Canada, La statistique de l'état civil, 1977, vol. III, nº 84-206 au catalogue et Statistique Canada, La statistique de l'état civil, 1981, vol. I, nº 84-204 au catalogue.

<sup>10</sup> C'est-à-dire compte tenu de l'ensemble des mort-nés et des naissances vivantes. Notons aussi que l'on retient parfois l'ensemble des décès néonatals.

<sup>11</sup> Voir la fiche technique.

<sup>12</sup> O.M.S., "Étude comparative des effets des facteurs sociaux et biologiques sur la mortalité périnatale", Rapport de statistiques sanitaires mondiales, vol. 29, 4, 1976, p. 228.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Pour 1,000 naissances totales.

Pour 1,000 naissances vivantes.

<sup>4</sup> Sans le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest.

Lorsque, à la mortalité de la période néonatale précoce - c'est-à-dire la première semaine de vie - on ajoute la mortalité foetale après 20 semaines de gestation, on obtient la mortalité périnatale. Il y a diverses raisons au regroupement de ces deux types de mortalité. Parmi elles, retenons: l'apparentement de leurs causes; le fait qu'en général, elles ne varient pas indépendamment l'une de l'autre; enfin, l'accent mis sur la prévention, d'où cet intérêt pour la période entourant la naissance.

Le taux de mortalité périnatale est donc devenu un important indicateur de santé et, dans les pays à faible mortalité, il est de plus en plus préféré au taux de mortalité infantile. Une meilleure compréhension des facteurs de ce type de mortalité et de son évolution passe par un examen des causes de décès.

#### Les causes de décès

L'utilité des statistiques sur les causes de décès dépend évidemment de leur qualité, c'est-àdire essentiellement de leur exactitude et de leur complétude. L'exactitude est tributaire de facteurs tels que l'expérience du médecin certificateur et l'utilisation des résultats de l'examen post-mortem, lorsque celui-ci est effectué. Mais, dans les pays qui recueillent ces renseignements, la proportion des décès attribués à des causes imprécises ou inconnues est souvent assez élevée<sup>13</sup>.

En outre, l'exploitation des données sur la mortalité périnatale est rendue difficile par le fait que, jusqu'à récemment, ces informations étaient reportées sur des formulaires différents: certificat de naissance et certificat de mortinaissance pour le dénominateur du taux; certificat de mortinaissance, et certificat de décès (décès néonatals précoces) pour le numérateur. Cependant, la 8e révision de la C.I.M. a introduit des rubriques communes pour les mortinaissances et les décès de la première semaine, ce qui permet désormais de regrouper les causes de mortalité périnatale. D'autre part, "l'introduction du certificat de cause de décès périnatal à la place du certificat normal de cause de décès qui est recommandée" lors de la "9e révision de la C.I.M. devrait améliorer la qualité des informations disponibles..."14.

La connaissance des causes permet de classer les décès en deux catégories: ceux évitables et ceux qui ne le sont probablement pas. Une telle distinction facilite l'orientation des soins et conduit à avancer un taux "potentiel" minimum de mortalité périnatale. C'est ce qu'a fait le Dr. Usher pour le Québec où ce taux a été établi, en 1971-75, à 5.6 pour 1,000; il faut cependant noter que ce seuil "irréductible" n'est pas absolu puisqu'il dépend, entre autres choses, des connaissances du moment et des moyens mis en oeuvre, ce qui explique qu'en 1966-70, il avait été fixé à ... 9 pour 1,000<sup>15</sup>.

Enfin il importe de noter que, dans certains cas, la diminution de la mortalité pour une cause donnée n'est pas la conséquence d'un meilleur état de santé de la population, mais marque plutôt un progrès dans les moyens utilisés. Par exemple, l'échographie facilite la détection précoce des cas d'anencéphalie, ce qui amène généralement à provoquer un avortement; l'amélioration des techniques de détection a ainsi conduit à la quasi-disparition de cette cause de décès, tout en contribuant à abaisser le taux de mortalité périnatale 16.

### Les facteurs de la mortalité périnatale

Selon un rapport de l'O.M.S., le niveau de la mortalité périnatale est déterminé par une interaction complexe de nombreux facteurs biologiques et sociaux

Voir O.M.S., "Étude comparative des effets des facteurs...", op. cit., pp. 228-231.
 O.M.S., "Principaux résultats de l'étude comparative des effets des facteurs sociaux et biologiques sur la mortalité. périnatale", Rapport de statistiques sanitaires mondiales, vol. 31, 1, 1978, p. 81.

<sup>15</sup> Voir Usher, R., "Clinical Implications of Perinatal Mortality Statistics", Clinical Obstetrics and Gynecology, vol. 14, 3, septembre 1971, p. 920.

<sup>16</sup> Exemple communique par le Dr. R. Usher (Hôpital Royal Victoria, Montréal).

<sup>17</sup> Voir O.M.S., Social and biological effects on perinatal mortality, Budapest, Statistical Publishing House, 1978. Les traits saillants de cette vaste étude ont été repris dans une serie de trois articles, dont le plus récent est de Foster, F.H., "Tendances de la mortalité périnatale", Rapport trimestriel de statistiques sanitaires mondiales, vol. 34, 3, 1981, pp. 138-146.

Comme la plupart des facteurs de risque (usage du tabac, abus d'alcool, malnutrition, etc...) se manifestent par des variations de l'incidence de la prématurité ou de la malnutrition foetale, on peut avancer que les risques de mortalité périnatale sont, dans l'ensemble, en liaison directe avec la fréquence des naissances de poids insuffisant. En fait, les facteurs de risque sont ici les mêmes que ceux qui élèvent la fréquence de l'insuffisance pondérale (voir I-19 et tableau 77).

L'examen des marqueurs de risque révèle que, comme dans le cas de l'insuffisance pondérale, on retrouve les mères à risque élevé aux extrémités de chaque distribution. L'étude de l'O.M.S. mentionnée plus haut, qui portait sur plusieurs pays, confirme notamment qu'une parité élevée et un faible poids à la naissance donnent, dans tous les pays étudiés, une bonne indication sur les groupes de mères le plus exposés<sup>15</sup> (tableau 77). Dans chaque pays, le niveau de la mortalité périnatale dépend, dans une large mesure, de la proportion des naissances prématurées, c'est-à-dire survenues après moins de 37 semaines de grossesse, ce qui correspond à une fréquence de l'insuffisance pondérale particulièrement élevée (tableau 86 dans I-19).

TABLEAU 77. Taux de mortalité périnatale selon le poids à la naissance, la parité et l'âge de la mère, génération 1971, Canada<sup>1</sup>

		Âge de la mère à l'accouchement							
	Tous	Moins de	20-24	25-29	30-34	35-39	40 ans		
	àges	20 ans	ans	ans	ans	ans	et plus		
		décès pour 1,000 naissances totales							
Total (N) <sup>2</sup>	15.4 (350,800)	15.6 (40,514)	14.4 (124,695)	13.7 (109,187)	15.9 (49,034)	<b>22.8</b> (20,605)	<b>33.4</b> (6,223)		
Poids et rang de naissance total <sup>3</sup>									
≥ 2 500 g	6.2	4.7	5.5	5.6	7.3	11.1	16.3		
< 2 500 g	127.1	124.2	124.8	121.6	125.5	147.1	196.6		
< 2 500 g et rang 1 " 2 " 3 " 4 et plus	123.1	114.0	119.2	129.9	137.6	173.1	222.2		
	117.5	137.6	122.7	109.0	100.0	106.5	245.6		
	128.0	231.4	134.9	115.5	122.1	130.9	158.7		
	149.4	470.64	162.0	135.3	136.0	156.6	192.3		
Naissance Dans le mariage Hors mariage	14.9	14.0	14.0	13.4	15.2	22.2	33.7		
	20.7	18.4	19.1	21.9	38.8	39.5	29.0 <sup>4</sup>		

<sup>1</sup> Sans Terre-Neuve.

Source: Statistique Canada, Division de la santé, données non publiées.

Les inégalités sociales peuvent également engendrer des différences de mortalité périnatale. Des conditions socio-économiques moins favorables sont généralement associées à un moindre poids à la naissance, une durée de gestation plus courte, une parité supérieure et une plus grande proportion de naissances en dehors de la fourchette optimale des âges maternels<sup>19</sup>.

Nombre de naissances totales (mort-nés après au moins 20 semaines de gestation + naissances vivantes) de 1 000 g et plus.

<sup>3</sup> C'est-à-dire y compris les mort-nes.

<sup>4</sup> Moins de 10 décès périnatals.

<sup>18</sup> O.M.S., "Principaux résultats...", op. cit., pp. 75 et 83.

<sup>19</sup> O.M.S., "Principaux résultats...", op. cit., p. 79.

Cependant, l'une des conclusions d'une vaste étude britannique portant sur les inégalités en matière de santé est que les différences de classe, reflétées dans ce cas par les catégories professionnelles, étaient en elles-mêmes des facteurs de mortalité différentielle et n'agissaient pas uniquement par l'intermédiaire de l'âge maternel et de la parité (tableau 78). D'après les auteurs de ce rapport il ne fait pas de doute que la santé de la mère, sa nutrition et les soins obstétriques qu'elle reçoit, sont fonction de la classe sociale<sup>20</sup>.

TABLEAU 78. Taux de mortalité périnatale selon la classe professionnelle, Angleterre et Pays de Galles, 1970-72

I ssions rales	II professions inter- médiaires	Trava	III ailleurs alisés Manuels	IV Travail- leurs semi- spécialisés	V Travail- leurs non spécia-	
	medianes		Manuels	specianses	spécia-	
	tau	ıx pour 1,000 ı	naissances tot	tales		
7.4	19.8	22.0	23.2	25.3	33.9 30.2	
	7.4 5.2	7.4 19.8	7.4 19.8 22.0	7.4 19.8 22.0 23.2		

Source: Extrait du tableau 2.5 dans Black, D., Inequalities in Health..., op. cit., p. 34. (Pour la définition des catégories sociales, voir les pages 14-15 du même document).

### Approches longitudinale et transversale

En Norvège, le système d'enregistrement médical des naissances ("medical registration of births"), en vigueur depuis 1967, a permis à Bakketeig et Hoffman<sup>21</sup> de relier à chacune des mères l'information disponible sur les naissances survenues durant la période 1967-73. L'étude porte sur 417,086 naissances survenues chez 294,534 mères durant cette période; ce nombre exclut les naissances de rang 5 et plus ainsi que les accouchements multiples.

Selon l'approche transversale, les auteurs ont tout d'abord calculé des taux de mortalité périnatale selon le rang de l'accouchement, à partir de données agrégées. Les résultats (dernière ligne du tableau 79) peuvent être illustrés par la désormais familière courbe en U.

Les mères ont ensuite été réparties selon diverses catégories, identifiées par le rang des accouchements survenus durant la période 1967-73: accouchements de rang 1 seulement; de rangs 1 et 2; ...; de rangs 3 et 4; de rang 4. L'approche longitudinale a consisté à calculer, pour chacune de ces catégories de mères, le taux de mortalité périnatale selon le rang de l'accouchement. On remarque alors que, contrairement à ce qui se produisait en analyse transversale, le taux diminue à mesure que le rang s'élève. En outre on remarque que, pour un rang d'accouchement donné, la mortalité est d'autant plus forte que le rang atteint est élevé (tableau 79). La baisse des taux selon le rang pourrait s'expliquer par un phénomène de sélection; on peut en effet imaginer que les mères qui ont eu des complications durant leurs grossesses antérieures ont plus de chances de renoncer à une grossesse supplémentaire. Quant à l'augmentation des taux avec la parité atteinte, celle-ci peut cacher des différences socio-économiques. On notera aussi que pour les parités élevées, on devrait plus souvent avoir un intervalle intergénésique court, un âge élevé à l'accouchement, etc...

<sup>20</sup> Black, Sir Douglas, (Chairman), Inequalities in Health: Report of a Research Working Group, DHSS, Londres, 1980, pp. 171-172.

<sup>21</sup> Bakketeig, L. et Hoffman, H., "Perinatal mortality by birth order within cohorts based on sibship size", The British Medical Journal, 22 septembre 1979, pp. 693-696.

Ce bref aperçu de l'étude norvégienne montre à quel point une approche strictement transversale peut être trompeuse et souligne, pour les études selon le rang, l'intérêt de distinguer les femmes selon la descendance atteinte<sup>22</sup>.

TABLEAU 79. Taux de mortalité périnatale selon le rang pour diverses catégories de mères, suivant le rang des accouchements survenus durant la période 1967-73, Norvège

Catégories	Rang de l'accouchement							
de mêres <sup>1</sup>	1	2	3	4				
e za kife .	taux pour 1,000 naissances							
Rang 1	15.6							
Rangs 1,2	17.9	9.9						
1, 2, 3	55.3	36.1	15.5					
" 1, 2, 3, 4	61.9	62.9	41.9	20.0				
Rang 2		10.2						
Rangs 2,3		23.6	13.1					
2, 3, 4		45.2	33.4	13.0				
Rang 3			14.1					
Rangs 3, 4			33.0	17.6				
Rang 4				21.3				
Total								
Taux	19.4	14.8	17.0	19.5				
Décès	3,434	2,063	1,245	544				

Distinguées selon le rang des accouchements survenus durant la période d'observation.

Source: Extrait du tableau II dans Bakketeig, L. and Hoffman, H., op.cit., p. 694.

### La mortalité périnatale comme indicateur de santé

Un article du Dr. Usher<sup>23</sup> constitue une excellente illustration de la validité de la mortalité périnatale comme indicateur du niveau de soins offerts durant la période périnatale. Retenons par exemple qu'en 1971-74, le taux de mortalité périnatale était de 15.2 pour 1,000 dans la province de Québec, c'est-à-dire supérieur de 60% à celui qui prévalait à la même époque à l'Hôpital Royal Victoria de Montréal, qui disposait d'une unité de soins intensifs, pour la période néonatale en particulier. Ajoutons qu'une autre étude attribue les variations internationales dans le taux de mortalité périnatale essentiellement aux différences dans les moyens mis en oeuvre pour protéger les femmes enceintes et les nourrissons<sup>24</sup>.

Pour les précautions à prendre lors des analyses selon le rang, voir Magaud, J. et Henry, L., "Le rang de naissance dans les phénomènes démographiques", Population, 5, 1968, pp. 879-920.

<sup>23</sup> Usher, R., "Changing Mortality Rates with Perinatal Intensive Care and Regionalization", Seminars in Perinatalogy, vol. 1, 3, juillet 1977, pp. 309-319.

<sup>24</sup> Höhn, C., "Les différences internationales de mortalité infantile: illusion ou réalité?", Population, 36, 4-5, juillet-octobre 1981, pp. 791-815.

Le succès du programme de périnatalité au Québec montre à quel point cet indicateur est sensible à des changements dans le niveau des soins offerts. En effet, la chute importante du taux (-36.5%) entre 1967 et 1974, n'a été accompagnée que d'une modification très faible du pourcentage de naissances de faible poids 15. Il serait cependant injuste d'attribuer le succès du programme de périnatalité au Québec aux seules différences dans les niveaux de soins offerts. Durant la période citée, d'autres changements sont survenus. Mentionnons ceux d'ordre démographique (baisse importante du nombre d'accouchements chez les mères de plus de 35 ans; généralisation de la contraception, qui a notamment permis un meilleur espacement des naissances); d'ordre institutionnel (l'avènement de l'assurance-maladie, qui assure à toutes les mères un accès égal à des soins de qualité); d'ordre économique (hausse du bien-être, dont les effets sont plus difficiles à quantifier).

L'indicateur n'est pas spécifique, dans la mesure où d'autres facteurs contribuent aux variations. Cependant l'influence du niveau des soins semble prépondérante, comme l'indique par exemple Hellier: selon elle, la plus grande partie du déclin du taux entre 1950 et 1973 serait due à des facteurs tels que l'amélioration de la santé de la mère et de la qualité des soins obstétriques<sup>27</sup>.

#### III FICHE TECHNIQUE

Rappelons qu'au Canada, les données sur la périnatalité sont régulièrement compilées par Statistique Canada et proviennent de deux formulaires différents: le certificat de mortinaissance et, pour les décès néonatals précoces, le certificat de décès. Dans le calcul du taux interviennent en outre les naissances vivantes.

Ce type de mortalité varie considérablement en fonction de certaines caractérisques de la mère. Or, comme celles-ci (âge, parité, durée de gestation, etc...) n'apparaissent que sur le bulletin de naissance, il est utile de pouvoir jumeler les bulletins de décès avec les bulletins de naissance correspondants. Dans certains pays, ce jumelage permet également la désagrégation par catégories socio-économiques.

La comparaison, dans le temps ou dans l'espace, des niveaux de la mortalité périnatale est rendue difficile par les différences dans les critères retenus et leur évolution. Par exemple, la définition de la viabilité varie selon les études, certaines fixant un poids minimum de 1 000 g, d'autres de 500 g. Dans certains cas, on retient les enfants nés après 20 semaines de gestation, dans d'autres 28, ou encore tous ceux qui, quel que soit leur poids, ont donné un signe de vie à la naissance. D'après le Dr. Usher, ces différences peuvent entraîner des variations du taux de mortalité périnatale de l'ordre de 30%<sup>28</sup>.

Ajoutons que l'élimination de certains effets de structure facilite l'interprétation, lors de comparaisons internationales notamment. Citons l'exemple de la Hongrie qui, dans le cadre d'une comparaison avec six autres pays, occupait la dernière place quant à la mortalité périnatale. Une analyse plus poussée a révélé que cette situation était essentiellement due à une distribution défavorable des naissances selon le poids en Hongrie. En effet, un second calcul des taux, effectué en utilisant une distribution standard des naissances selon le poids pour chacun des sept pays, a porté la Hongrie à la première place du classement<sup>29</sup>.

<sup>25</sup> Voir Usher, R., op. cit., p. 310.

<sup>26</sup> Une autre étude, qui porte sur la Californie, confirme cette sensibilité de l'indicateur: la majeure partie du déclin de la mortalité périnatale durant les années soixante-dix y est attribuée à l'avenement des soins intensifs durant la période néonatale et à l'augmentation de la proportion des accouchements par césarienne, cette dernière explication étant cependant très controversée. Voir Williams, R. et Chen, P., "Identifying the Sources of the Recent Decline in Perinatal Mortality Rates in California", The New England Journal of Medicine, vol. 306, 4, 28 janvier 1982, p. 207.

Hellier, J., "Perinatal mortality, 1950 and 1973", Population Trends, 10, hiver 1977, p. 15.
 Usher, R., "Clinical Implications of Perinatal Mortality Statistics", op. cit., p. 885. On consultera aussi avec profit l'étude de Höhn, C., op. cit., pp. 800-805. Voir également la section intitulée "Variations dues aux différences de définition et de terminologie" dans O.M.S., "Étude comparative des effets des facteurs...", op. cit., p. 229.

<sup>&</sup>lt;sup>29</sup> Voir O.M. S., "Principaux résultats de l'étude comparative...", op. cit., p. 76.

# I-18: TAUX DE MORTALITÉ NÉONATALE PRÉCOCE

## I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Rapport, une année donnée, des décès de la première semaine de vie à l'ensemble des naissances vivantes.

### Fonction descriptive

Le taux de mortalité néonatale précoce se présente comme un quotient; il mesure, pour les enfants né-vivants, le risque de décéder dans la semaine suivant la naissance.

#### Indication recherchée

Les risques de décès néonatals précoces constituent un indicateur du niveau des soins périnatals, en particulier ceux prodigués durant la première semaine de vie.

### II INTERPRÉTATION

### Importance et évolution des risques

Essentiellement due à la quasi-élimination des maladies infectieuses, la chute de la mortalité infantile depuis le début du siècle a donné une importance relative croissante aux décès endogènes et, par voie de conséquence, à ceux des tout premiers jours de l'existence, période où les risques sont particulièrement élevés (tableau 80).

TABLEAU 80. Pourcentage des décès infantiles survenant durant la première semaine de vie, taux de mortalité néonatale précoce et taux de mortalité infantile, Canada, 1926-1981

	Décès néonatals précoces (en	Taux de me	ortalité		
Année	pourcentage de la mortalité infantile)	Néonatale précoce	Infantile		
		pour 1,000 naissances viva			
1926	33.41	$33.0^{1}$	101.6		
1931	34.11	27.9 <sup>1</sup>	86.0		
1936	$37.2^{1}$	$23.9^{1}$	67.7		
1941	$37.4^{1}$	$21.7^{1}$	61.1		
1946	$43.7^{1}$	$20.0^{1}$	47.8		
1951	46.8	17.7	38.5		
1956	52.3	16.5	31.9		
1961	58.1	15.6	27.2		
1966	62.2	14.2	23.1		
1971	62.2	10.8	17.5		
1976	$58.3^{2}$	$8.2^{2}$	13.5		
1981	57.2	5.5	9.6		

Sans Terre-Neuve, le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest.

2 Sans le Québec.

Source: D'après Statistique Canada, La statistique de l'état civil 1977 (vol. III - Décès), nº 84-206 au catalogue, mars 1980; Statistique Canada, La statistique de l'état civil, 1975 et 1976 (vol. I - Naissances), nº 84-204 au catalogue, novembre 1978 et Statistique Canada, La statistique de l'état civil 1981 (vol. I - Naissances et décès), nº 84-204 au catalogue, février 1983.

La table de mortalité des enfants de moins d'un an (voir la fiche technique dans I-16) donne une mesure de ces risques. D'après celle de 1980-82, 56% des décès infantiles masculins et 54% de ceux de sexe féminin ont lieu la première semaine. Et ces décès néonatals précoces sont très inégalement répartis selon l'âge: les 2/3 surviennent le premier jour; 87% environ avant la fin du troisième jour (tableau 81). En outre, la probabilité de décéder le premier jour est plus de 30 fois celle de décéder le septième. Autre fait remarquable: dès la naissance apparaît une surmortalité masculine, phénomène qu'on retrouvera à tous les âges et qui est ici de 34% (voir aussi la fiche I-21).

Bien que, dans l'ensemble, toutes les composantes de la mortalité infantile aient connu une baisse depuis le début du siècle, cette évolution ne s'est pas produite au mème rythme pour chacune d'elles. Ainsi, deux phases semblent se dégager: durant la première, on assiste à une diminution de la mortalité néonatale précoce plus lente que celle de l'ensemble de la mortalité infantile alors qu'au contraire durant la seconde, amorcée à la fin des années soixante, cette baisse devient plus rapide. Cela se traduit par une augmentation de la part relative des décès de la première semaine jusqu'à la fin des années soixante, puis sa diminution (tableau 80).

Ce qui précède est à rapprocher des efforts faits, dès la fin des années soixante, dans les domaines de la contraception et des soins périnatals; l'ampleur des changements suggère a **priori** que ces efforts n'ont pas été vains. En effet, les tables de mortalité indiquent que, durant les périodes 1971-1976 et 1976-1981, le risque de décéder durant la première semaine de vie a chuté de 30% environ (tableau 82).

### Facteurs de la mortalité néonatale précoce

Le poids à la naissance est généralement considéré comme le meilleur indicateur des chances de survie du nouveau-né<sup>30</sup>. Mais, pour comprendre la baisse du taux de mortalité néonatale T et ses facteurs, il est commode de présenter ce taux comme une moyenne pondérée des taux  $t_x$  selon le poids à la naissance x, les facteurs de pondération étant les proportions  $p_x$  de naissances de poids x dans l'ensemble des naissances vivantes. D'où:

$$T = \sum_{x} t_{x} \cdot p_{x} \quad (avec \sum_{x} p_{x} = 1).$$

Nous verrons plus loin que cette décomposition du taux en deux éléments - la série  $t_x$  et la série  $p_x$  - facilite les comparaisons dans le temps ou dans l'espace. Elle contribue aussi à faire ressortir les causes des changements, celles qui influent sur  $p_x$  différant de celles qui agissent sur  $t_x$ .

Ainsi, comme l'illustre la figure 20, inspirée de Lee, et al.  $^{31}$ , des variables telles que le statut socio-économique, l'âge de la mère et la parité déterminent, dans une certaine mesure, le poids à la naissance. Les mêmes variables jouaient un rôle dans le cas de la fréquence de l'insuffisance pondérale  $^{32}$  (voir la fiche I-19) mais ne semblent pas influer sur  $t_x$ . Par contre, la surveillance médicale périnatale, le sexe de l'enfant et un poids adéquat compte tenu de la durée de gestation sont des facteurs associés au niveau de la mortalité selon le poids du nouveau-né à la naissance.

Voir par exemple: Lee, K.-S., et al., "The very low-birth-weight rate: Principal predictor of neonatal mortality in industrialized populations", The Journal of Pediatrics, 97, 5, novembre 1980, pp. 759-764.

Lee, K.-S., et al., "Neonatal Mortality: An Analysis of the Recent Improvement in the United States", American Journal of Public Health, vol. 70, 1, janvier 1980, pp. 15-21. Cette étude porte en fait sur les décès néonatals (0-27 jours) mais au Canada, par exemple, 85% de ces décès survenaient durant la première semaine en 1980.

<sup>32</sup> Il semble en effet que ces variables agissent sur la mortalité par le biais du poids à la naissance et qu'au sein d'une catégorie de poids à la naissance, les facteurs socio-démographiques en question ont peu d'effet sur la mortalité. Voir Lee, K.-S., op. cit. p. 19.

TABLEAU 81. Risque de décès durant la première semaine de vie et répartition des décès de la table, selon le sexe et suivant l'âge, Canada, 1975-77 et 1980-82

			Risqu	ue de déc	céder enti	rexetx+a			Dra	1-1-4-1	1 1	4 - 124 5
Intervalle		197	5-77		1986	0-82	(197	ation 5-77 à 0-82)		s de la tab		
d'âge x, x + a (en jours)	M	F	Indice de surmortalité masculine	М	F	Indice de surmortalité masculine	М	F	197 M	5-77 F	M	980-82 F
	(1)	(1) (2)		(7)	(8)	(9)	(9) (10)	(11)	(12)			
	pour	10,000		pour	10,000		pource	ntage	).	ourcenta	ge cumulé	é
0-1 1-2	57.6 10.7	46.9 8.4	123 128	40.2	31.4 4.6	128 153	- 30 - 35	- 33 - 45	66.1 78.3	67.4 79.5	65.6 76.8	68.4 78.4
2-3 3-4	8.8 3.9	5.9 3.4	149 115	5.6 3.5	4.2 2.2	135 158	- 36 - 10	- 29 - 35	88.4 92.8	87.9 92.7	86.0 91.7	87.4 92.4
4-5 5-6	2.7 1.9	2.3 1.6	119 122	2.1	1.6 1.2	130 133	- 23 - 16	- 30 - 25	95.9 98.0	96.0 98.1	95.1 97.7	95.6 98.3
6-7	1.7	1.3	131	1.4	0.8	186	- 18	- 38	100.0	100.0	100.0	100.0
0-7	87.1	69.6	125	61.3	45.9	134	- 30	- 34	100.0	100.0	100.0	100.0

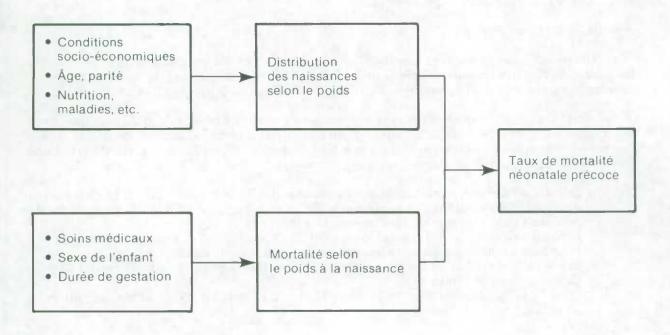
Source: Calculs effectués à partir des tables de mortalité des enfants de moins d'un an. Voir Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces, 1975-1977, nº 84-532 au catalogue, Ottawa, octobre 1979, p. 13, et Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces, 1980-1982, nº 84-532 au catalogue, Ottawa, mai 1984, p. 15.

TABLEAU 82. Variation, en pourcentage, du risque de décès durant la période infantile selon le sexe, Canada, 1971-1976 et 1976-1981

*	1971-1	976	1976-1981			
Åge en jours	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin		
0-6	- 31	- 28	- 30	- 34		
7 et plus	- 18	- 14	- 22	- 23		
Total	- 26	- 23	- 26	- 29		

Source: Calculé d'après les tables de mortalité des enfants de moins d'un an. Voir Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces, nº 84-532 au catalogue (1970-1972, 1975-1977 et 1980-1982).

Figure 20
Principales variables associées au taux de mortalité néo natale précoce



Source: D'après Lee, K.-S. et al., op. cit., pp. 15-16.

L'étude de Lee, et al., couvre la période 1950-1975 aux États-Unis. En substance, aucun changement n'est apparu dans la distribution des naissances selon le poids, parmi la population blanche. Par contre, le taux de mortalité néonatale a connu une chute importante, en particulier depuis 1965. Les taux de mortalité par poids à la naissance (série t<sub>x</sub>) ne sont pas disponibles, mais

un examen de l'évolution des facteurs associés à ces taux indique, d'une part, que la répartition des naissances selon le sexe n'a pas changé et, d'autre part, que la proportion des naissances survenant après une courte période de gestation a augmenté, ce qui devrait avoir un effet défavorable sur les valeurs de  $t_x$ . L'amélioration des soins médicaux semble donc avoir joué un rôle déterminant et le fait que la majeure partie de la baisse coı̈ncide avec une période de changements majeurs dans les soins périnatals aux États-Unis renforce cette conviction.

Un calcul simple permet d'estimer la part de la baisse des taux T due à des changements dans la série  $t_x$  et celle imputable à des variations de  $p_x^{33}$ . Il consiste à calculer, lorsque cela est possible, une deuxième série de taux appelés taux "attendus", soit T'; celle-ci est obtenue en appliquant une série donnée de taux  $t_x$  (tirés d'une enquête) à la distribution des naissances vivantes selon le poids, pour chaque année d'observation<sup>34</sup>.

À la suite de ce calcul, on est en présence de deux taux, pour chaque année considérée:

- le taux observé 
$$T = \sum_{x} t_{x} \cdot p_{x}$$

- le taux "attendu" 
$$T' = \sum_{x} t'_{x} \cdot p_{x}$$

La différence /T'-T/ renseigne ainsi, une année donnée, sur la part des changements survenus depuis 1950 que l'on peut imputer à une amélioration des taux de mortalité par catégorie de poids. Cette approche a permis à Lee, et al., d'attribuer la quasi-totalité des progrès en matière de mortalité néonatale entre 1950 et 1975 à une baisse de  $t_x$  tandis que, dans une étude californienne (1960-1977)<sup>35</sup>, 85% des améliorations ont été attribuées à ce facteur. Au Québec, où la chute de la mortalité néonatale précoce fut importante entre 1967 et 1974 (-43%), la contribution des variations de  $t_x$  a également été prépondérante<sup>36</sup>.

## Âge de la mère et parité

Ces deux variables méritent une attention particulière puisque, en raison de leur rôle dans la fréquence de l'insuffisance pondérale (voir la fiche I-19), leur impact sur le taux de mortalité néonatale précoce n'est pas négligeable, ce qu'illustre le tableau 83 dans le cas du Canada.

Ainsi, il a été établi que 14% de la baisse du taux de mortalité néonatale (0-27 jours) observée aux États-Unis, entre 1950 et 1975, pouvaient être attribués à une modification de la répartition des naissances vivantes selon l'âge de la mère et la parité<sup>37</sup>. Ce résultat a été dérivé d'une standardisation, dont voici les étapes:

 calcul d'un taux de mortalité néonatale standardisé T'75, en appliquant à la distribution des naissances selon l'âge de la mère et la parité en vigueur en 1975, les taux de mortalité néonatale correspondants, tirés d'une enquête menée en 1950;

la comparaison du taux T<sub>50</sub> observé en 1950 (20.0 pour 1,000) et du taux standardisé T'<sub>75</sub> (18.8 pour 1,000) fait apparaître une structure plus favorable en 1975;

 calcul de la contribution des changements de structure (âge de la mère et parité) dans la baisse des taux de 1950 à 1975:

 $(T_{50} - T'_{75})/(T_{50} - T_{75}) = (20.0 - 18.8)/(20.0 - 11.6) = 0.14$ , soit 14%  $(T_{75}$  étant le taux **observé** en 1975).

Williams, R. et Chen, R., "Identifying the sources of the recent decline in perinatal mortality rates in California", The New England Journal of Medicine, vol. 306, 4, 28 janvier 1982, p. 211.

36 Usher, R., "Changing Mortality Rates With Perinatal Intensive Care and Regionalization", Seminars in Perinatology, vol. 1, 3, juillet 1977, p. 310.

37 Lee, K. S., et al., "Neonatal Mortality: An Analysis ...", op. cit., p. 19.

<sup>33</sup> Le mème calcul a, depuis, été répété pour le Canada. Voir: Lee, K.-S., et al., "Recent Trends in Neonatal Mortality: the Canadian Experience", Canadian Medical Association Journal, vol. 126, 15 février 1982, pp. 373-376.

<sup>34</sup> Il s'agit en fait d'une standardisation symétrique, dans son principe, à celle qui a mené au taux comparatif de mortalité (voir la fiche I-02) à l'aide la méthode de la population type. Ici, on utilise la méthode des taux types, les taux t'x observés en 1950 remplissant le rôle de taux types; donc, pour 1950, t<sub>x</sub> = t'<sub>x</sub> et T = T'.

TABLEAU 83. Taux de mortalité néonatale précoce selon l'âge de la mère et diverses caractéristiques, génération 1971, Canada<sup>1</sup>

	Âge de la mère à l'accouchement						
	Tous âges	Moins de 20 ans	20-24 ans	25-29 ans	30-34 ans	35-39 ans	40 ans et plus
			décès pour 1	,000 naissand	esvivantes		
Total (N) <sup>2</sup>	7.1 (347,885)	8.8 (40,240)	<b>7.2</b> (123,796)	6.5 (108,391)	<b>6.6</b> (48,573)	<b>7.2</b> (20,281)	1 <b>0.0</b> (6,076)
Poids et rang de naissance total <sup>3</sup>							
≥ 2 500 g < 2 500 g	2.2 70.7	1.9 82.0	2.1 73.7	2.2 67.3	2.3 63.8	2.8 58.7	4.1 74.2
< 2500 g et rang 1 " 2 " 3 " 4 et plus	65.6 72.7 72.3 78.0	69.1 100.4 218.5 437.5 <sup>4</sup>	61.2 79.7 89.7 114.2	68.8 62.1 59.6 82.2	65.7 60.8 56.9 68.3	80.2 48.6 47.8 60.0	87.0 <sup>4</sup> 85.1 <sup>4</sup> 36.4 <sup>4</sup> 76.9
Naissance Dans le mariage Hors mariage	6.9 9.8	7.9 10.6	7.0 9.3	6.4 7.4	6.4 12.6	6.9 14.0	10.3 4.3 <sup>4</sup>

<sup>1</sup> Sans Terre-Neuve.

4 Moins de 10 décès.

Source: Statistique Canada, Division de la santé, données non publiées.

Rappelons que, pour l'ensemble de la mortalité périnatale, cet effet de structure avait joué un rôle considérable au Québec, puisqu'il était responsable de 34% de la baisse, entre 1965 et 1974<sup>38</sup>. Dans le cas du Québec, la magnitude de l'effet de struture s'explique sans doute par le fait que la période choisie coïncide avec une chute de la fécondité qui, par sa rapidité et son ampleur, n'a peutêtre pas d'équivalent dans l'histoire des populations et a entraîné d'importants changements dans l'intensité et le calendrier de la fécondité.

### L'indicateur

Le taux de mortalité néonatale précoce fournit donc un indicateur valide du niveau des soins périnatals, ceux de la première semaine de vie en particulier. La baisse des taux a en effet coïncidé avec les importants progrès réalisés dans ce domaine; de plus, les centres disposant d'unités de soins intensifs enregistrent des taux bien plus bas que ceux de l'ensemble de la population, ce qui donne en outre une bonne idée des progrès encore possibles, dans l'état actuel des connaissances. Ces deux observations, de même que l'accélération de la baisse des taux avec l'instauration des soins intensifs, attestent que l'indicateur est sensible. Il est également spécifique, dans la mesure où la quasi-totalité des changements sont dus aux soins périnatals<sup>39</sup>. Enfin, on peut qualifier l'indicateur de fiable puisque, à des taux très bas correspond généralement une bonne accessibilité à des soins néonatals. Il faut cependant avoir recours à la standardisation dans les comparaisons, tout en étant conscient de ce que les variations de l'indicateur peuvent provenir de facteurs autres que le niveau des soins ou les effets de structure. L'exemple suivant est éloquent à cet égard: à New York, la

38 Bernard, J.-M., Analyse de la mortalité infantile et périnatale au Québec, 1965-1974, Ministère des Affaires sociales, Gouvernement du Québec, septembre 1978, p. 27.

Nombre total de naissances vivantes de 1 000 g ou plus.

<sup>3</sup> C'est-à-dire y compris les mort-nés.

<sup>39</sup> Le programme de périnatalité au Québec ne portait pas seulement sur l'instauration d'unités de soins intensifs pour les nouveau-nés. Il comportait notamment, pour les femmes à risques élevés, une politique de transport ainsi qu'une politique de transfert entre milieux hospitaliers; et, pour les mères et les nouveau-nés, une politique de régionalisation de l'ensemble du système de soins.

libéralisation de la loi sur l'avortement a entraîné une chute brutale de la proportion des naissances de moins de 1 000 g après 1971, ce qui avait eu pour effet d'abaisser considérablement le taux de mortalité néonatale<sup>40</sup>.

# III FICHE TECHNIQUE

#### Sources et calcul

Le taux de mortalité néonatale précoce est obtenu en divisant le nombre de décès d'enfants né-vivants âgés de moins d'une semaine, par l'ensemble des naissances vivantes de la même année. Soit dans le cas du Canada, en 1981: (2,037/371,346) x 1,000 ou un taux de mortalité néonatale précoce de 5.5 pour 1,000 naissances vivantes.

Pour les comparaisons internationales, l'O.M.S. recommande de ne retenir que les naissances de poids égal ou supérieur à 1 000 g. Cela découle de critères de viabilité, mais vise aussi à atténuer les effets de l'hétérogénéité des données, certains pays incluant tous les enfants donnant un signe quelconque de vie, alors que d'autres imposent un autre critère, un poids minimum à la naissance par exemple.

Comme nous l'avons vu, le niveau du taux de mortalité néonatale précoce est étroitement associé à certaines des caractéristiques à la naissance (âge de la mère, parité, poids, ...). Or, lorsqu'elles sont disponibles, celles-ci figurent sur le certificat de naissance et ne peuvent être rapprochées facilement des données du certificat de décès que par couplage informatique. Un tel couplage a, par exemple, été effectué au Canada entre les naissances vivantes de l'année 1971 et les décès infantiles survenus, dans cette génération, en 1971 et en 1972. Un autre couplage est en cours et porte sur les naissances vivantes de 1978.

# Qualités de l'indicateur

Se présentant sous la forme d'un risque, ou probabilité de décèder, le taux de mortalité néonatale précoce est intelligible. D'autre part, les données entrant dans le calcul sont généralement disponibles et, au Canada par exemple, leur qualité et leur uniformité bénéficient de ce que la quasi-totalité des naissances (et des décès néonatals précoces) surviennent en milieu hospitalier.

Cependant, malgré l'existence de définitions précises au niveau national, il subsiste un certain degré de subjectivité, dans les cas limites en particulier. Voici deux exemples empruntés à la littérature:

- Lee, et al.<sup>41</sup>, signalent le cas de la Géorgie (États-Unis) où, après enquête, on a découvert qu'entre 1974 et 1977, 21% des décès néonatals (0-27 jours) n'avaient pas été déclarés et que cette erreur portait surtout sur des enfants de très faible poids. Or, si des nouveau-nés à la limite de la viabilité ont plus de chances d'être enregistrés comme naissances vivantes que comme mort-nés, mais que leur décès n'est pas rapporté, cela a pour effet de sous-estimer le niveau de la mortalité, en particulier pour les bébés de très faible poids. Il serait utile de déterminer s'il ne s'agit ici que d'un cas isolé en matière de non-déclaration;
- dans le même ordre d'idée, une étude de l'O.M.S. mentionne le problème des enfants "nés vivants mais non viables" qui sont tantôt classés comme né-vivants, tantôt comme mortnés<sup>42</sup>.

<sup>40</sup> Lee, K.-S., et al, "Neonatal Mortality: An Analysis ...", op. cit., p. 19.

<sup>41 &</sup>quot;Neonatal Mortality: An analysis ...", op. cit., pp. 19-20.

<sup>42</sup> O.M.S., "Etude comparative des effets des facteurs sociaux et biologiques sur la mortalité périnatale", Rapport de statistiques sanitaires mondiales, vol. 29, 4, 1976, p. 229.

# I-19: FRÉQUENCE DE L'INSUFFISANCE PONDÉRALE À LA NAISSANCE

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

### Définition

Pourcentage des enfants né-vivants avec un poids à la naissance jugé insuffisant, c'est-à-dire inférieur à 2 500 g (voir la fiche technique).

### Fonction descriptive

Considéré plus objectif et plus aisé à obtenir que la durée de gestation<sup>43</sup>, le poids à la naissance donne une idée du développement du foetus et/ou de son rythme de croissance. En effet, l'insuffisance pondérale est associée à la prématurité ou à la croissance ralentie du foetus, ou encore à une combinaison de ces deux facteurs. Lorsque les données disponibles le permettent, il est donc recommandé d'isoler, parmi les naissances de poids insuffisant, celles survenues à un âge gestationnel égal ou supérieur à 37 semaines (c'est-à-dire les nourrissons nés à terme, mais petits pour leur terme), les autres entrant dans la catégorie des prématurés.

### Indication recherchée

Résultant généralement de conditions affectant défavorablement la santé de la mère, l'insuffisance pondérale à la naissance est "l'indicateur le plus important du risque pour la survie du nouveau-né, pour sa croissance et son développement sains et renseigne donc sur le niveau de soins qui sera nécessaire"<sup>44,45</sup>.

Avec le pourcentage de naissances de poids insuffisant, on dispose donc d'un important indicateur du niveau de santé de la population, mais aussi de son niveau de développement social puisque la fréquence de l'insuffisance pondérale est très sensible aux conditions socio-économiques.

# II INTERPRÉTATION

Bien qu'elle ne constitue pas une mesure directe de l'état de santé, la fréquence de l'insuffisance pondérale à la naissance est un indicateur de démographie qualitative facile à obtenir et très révélateur. En effet, le pourcentage de naissances de poids insuffisant dans une population est étroitement relié à la fréquence d'apparition, chez les femmes, de certaines caractéristiques dont la connaissance est essentielle à l'orientation des programmes de prévention. Pour les nouveau-nés, un poids insuffisant est souvent associé à une santé précaire, ce qui se traduit par une morbidité et une mortalité supérieures à la moyenne.

### Facteurs de risque et marqueurs de risque

L'état général de santé de la future mère conditionne, dans une certaine mesure, celui de l'enfant à naître. Mais il s'avère de plus en plus que la santé du bébé - et son poids à la naissance notamment - sont également tributaires du comportement de la mère durant la grossesse<sup>46</sup>.

<sup>43</sup> Cette durée ne renseigne pas nécessairement sur le degré de développement foetal et ne constitue donc pas un indicateur de maturité suffisamment précis.

O.M.S., Élaboration d'indicateurs pour la surveillance continue des progrès réalisés dans la voie de la santé pour tous d'ici l'an 2000 (Série "Santé pour tous", nº 4), O.M.S., Genève, 1981, p. 69.
 Voir aussi Lee, K. S., et al., "The very low-birth-rate: Principal predictor of neonatal mortality in industrialized

Voir aussi Lee, K.-S., et al., "The very low-birth-rate: Principal predictor of neonatal mortality in industrialized populations", The Journal of Pediatrics, 97, 5, novembre 1980, pp. 759-764.
 Voir O.M.S. (Division de la santé de la famille), "Fréquence de l'insuffisance pondérale à la naissance: étude critique des

<sup>46</sup> Voir O.M.S. (Division de la santé de la famille), "Fréquence de l'insuffisance pondérale à la naissance: étude critique des données", Rapport de statistiques sanitaires mondiales, vol. 33, 3 1980, pp. 197-224.

Le tabagisme est notoire à cet égard. Il figure parmi les principaux facteurs de risque et son rôle dans la fréquence de l'insuffisance pondérale, démontré dès 1957, a été maintes fois confirmé depuis<sup>47</sup>. Les résultats rassemblés par Meyer, et al., sont assez éloquents (tableau 84): le risque d'avoir un bébé de poids insuffisant est deux fois plus élevé chez les femmes qui fument durant la grossesse que chez les non-fumeuses et, dans les études citées, de 21 à 39% des naissances de poids insuffisant seraient attribuables à l'usage du tabac. Fabia montre en outre que le risque augmente avec le nombre de cigarettes fumées quotidiennement.

TABLEAU 84. Usage de la cigarette durant la grossesse et naissances de poids insuffisant: quelques résultats d'études publiées

4.	Nombre de mères	Pourcentage de fumeuses	naissanc	entage de es de moins 2 500 g	Risque relatif	Fraction attribua- ble <sup>1</sup>
Étude			Non- Fumeu fumeuses			(pourcen- tage)
Mah	(1)	(2)	(3)	(4)	(5) = (4)/(3)	(6)
Cardiff	13,414	46.5	4.1	8.1	1.98	31
U.S. Collaborative:						
Population blanche	18,247	53.6	4.3	9.5	2.21	39
Population noire	19,029	40.9	10.7	17.5	1.64	21
Californie, Kaiser Permanente:						
Population blanche	5,334	40.2	3.5	6.4	1.83	25
Population noire	1,413	33.8	6.4	13.4	2.09	27
Province de Québec	6,958	43.2	5.2	11.4	2.19	34
Province de l'Ontario	48,378	43.5	4.5	9.1	2.02	31

Pourcentage de l'ensemble des naissances de poids inférieur à 2500 g attribuable au tabagisme chez la mère. Source: D'après le tableau 1 dans Meyer M., Jonas B. et Tonascia J., "Perinatal Events associated with Maternal Smoking during Pregnancy", American Journal of Epidemiology, vol. 103, 5, 1976, pp. 464-476.

Mis à part l'usage de la cigarette, la consommation d'alcool et les habitudes alimentaires, on connaît mal les facteurs de risque qui favorisent l'insuffisance pondérale. Dans le cas de la malnutrition par exemple, une étude affirme qu'elle est à l'origine d'un tiers environ des naissances de moins de 2 500 g<sup>48</sup>. Par contre il n'y a pas, à notre connaissance, de mesure des effets de la surveillance médicale durant la grossesse sur la fréquence de l'insuffisance pondérale; mais on peut raisonnablement supposer que ceux-ci sont favorables, ne serait-ce que grâce à l'information sur les facteurs de risque ainsi rendue disponible; notons à cet égard que le succès des programmes de périnatalité milite en faveur de la surveillance médicale.

48 Cité dans United States, Health Status of Minorities and Low-Income Groups, U.S. Department of Health,

Education and Welfare, Washington, D.C., 1979,p. 62.

<sup>47</sup> À ce sujet, voir Fabia, J., "Cigarettes durant la grossesse, poids de naissance et mortalité périnatale", Canadian Medical Association Journal, vol. 109, 1er décembre 1973, pp. 1104-1109, et United States. U.S. Department of Health, Education and Welfare, The Health Consequences of Smoking for Women, A Report of the Surgeon General, Washington, D.C., U.S. Government Printing Office, 1980, pp. 191-194.

Outre les facteurs de risque que l'on vient d'évoquer, certains marqueurs de risque faciliteront la détection des femmes particulièrement exposées: citons, par exemple, la durée de gestation, la parité, l'intervalle intergénésique, l'âge de la mère, l'état matrimonial, l'éducation et la catégorie professionnelle (tableau 85).

TABLEAU 85. Répartition des naissances selon le poids, pour diverses catégories d'occupations, Royaume-Uni, 1970

Poids à la		Classe socia	le¹ (mari de la mère	)
naissance	I et II	III	IV et V	Inconnue <sup>2</sup>
		pourcer	ntage	
Moins de 2 500 g Plus de 3 000 g	4.5 81.0	5.6 76.3	8.2 72.7	9.5 66.7
Toutes catégories	100.0	100.0	100.0	100.0

Catégories: I (professions libérales); II (professions intermédiaires); III (travailleurs spécialisés); IV (travailleurs semi-spécialisés); V (travailleurs non spécialisés).

Mères divorcées, veuves, séparées ou célibataires.

Source: Tableau 2.4 dans Black, D., Inequalities in Health, Report of a Research Working Group, op. cit., p.29.

À titre d'exemple, le tableau 86 met en évidence le rôle de l'âge de la mère et de la parité. Pour chacune de ces variables, la courbe des pourcentages d'insuffisance pondérale est en forme de U, c'est-à-dire que, dans l'ensemble, on retrouve les plus hautes valeurs dans les catégories extrêmes: les mères très jeunes (moins de 20 ans) et très âgées (40 ans et plus); les primipares et celles venant d'avoir un enfant de rang supérieur à trois. L'état matrimonial joue également un rôle non négligeable: parmi les naissances hors mariage (11% de l'ensemble en 1980), on retrouve une plus forte proportion de nouveau-nés de poids insuffisant, ce qui s'explique surtout par les conditions souvent défavorables dans lesquelles se déroulent ces grossesses.

À l'aide du tableau 86 et des résultats d'autres études, on peut énumérer certaines des catégories de la population où le risque de donner naissance à un enfant de faible poids est particulièrement élevé: les mères très jeunes ou très âgées, les fumeuses, celles qui appartiennent à des groupes défavorisés quant au revenu, au niveau d'instruction, etc...

Il importe de noter que ces caractéristiques ne sont pas indépendantes les unes des autres. En effet, à des parités élevées sont souvent associés un âge avancé de la mère et des intervalles intergénésiques courts; un niveau d'éducation peu élevé va souvent de pair avec une fécondité supérieure à la moyenne et un faible revenu. On sait d'autre part que les diverses couches sociales n'ont pas la même attitude à l'égard des soins médicaux; par exemple, les plus démunis ont une attitude plus curative que préventive et l'on peut raisonnablement spéculer qu'ils auront moins facilement recours à la surveillance médicale durant la grossesse. Enfin, l'Enquête Santé Canada a révélé que la proportion de fumeurs était nettement plus élevée parmi les plus défavorisés.

### Insuffisance pondérale, surmorbidité et surmortalité

L'insuffisance pondérale rend les nouveau-nés plus susceptibles à la morbidité périnatale en général "et plus particulièrement aux pathologies neurologiques dont la fréquence s'accroît avec la réduction du poids à la naissance. Selon une étude écossaise, l'insuffisance de poids à la naissance quadruple le risque de handicap sous toutes ses formes à l'âge de cinq ans "49.

<sup>&</sup>lt;sup>49</sup> Cité par Blanchet, M. et Levasseur, M., "Périnatalité: bilan et prospective", Carrefour des affaires sociales, vol. 2, édition spéciale, septembre 1980, p. 13. Voir aussi O.M.S.," Fréquence de l'insuffisance pondérale ...", op. cit., p. 198.

TABLEAU 86. Fréquence de l'insuffisance pondérale à la naissance selon l'âge de la mère et diverses caractéristiques, génération 1971, Canada<sup>1</sup>

	Âge de la mère à l'accouchement						
	Tous âges	Moins de 20 ans	20-24 ans	25-29 ans	30-34 ans	35-39 ans	40 ans et plus
				pourcentage			
Total (N) <sup>2</sup>	7.5 (349,256)	9.2 (40,453)	7.5 (124,263)	<b>6.9</b> (108,785)	7.3 (48,763)	<b>8.3</b> (20,362)	8.8 (6,100)
Rang de naissance total <sup>3</sup>							
1 <sup>er</sup> 2° 3° 4° et plus	7.7 7.0 7.3 8.4	8.5 12.0 16.8 21.3	7.2 6.9 9.0 11.1	7.2 6.1 6.7 8.6	9.4 6.7 6.0 7.7	11.5 8.9 7.2 8.0	12.4 9.0 7.8 8.6
Naissance							
Dans le mariage Hors mariage	7.2 10.8	8.6 10.4	7.2 10.4	6.8 11.2	7.1 12.5	8.0 14.4	8.6 12.7
Durée de gestation (semaines)							
Moins de 37 37 et plus	42.5 4.3	54.2 4.6	42.8 4.3	39.4 4.1	39.3 4.2	39.8 4.9	41.0 4.8

<sup>1</sup> Sans Terre-Neuve.

Source: Statistique Canada, Division de la santé, données non publiées.

À la surmorbidité des nouveau-nés de faible poids vient s'ajouter une certaine surmortalité, en particulier durant la première année de vie. Une idée de l'importance de cet excès de mortalité, selon certaines caractéristiques recueillies au moment de la naissance, nous est fournie par des données canadiennes; on note ainsi que, durant leur première semaine et leur première année de vie, les enfants nés avec un faible poids ont connu une mortalité bien supérieure à celle des autres: 32 fois plus élevée pour la mortalité néonatale précoce (tableau 83, dans I-18); 18 fois plus pour la mortalité infantile (tableau 73, dans I-16). Parmi les nouveau-nés de poids insuffisant, le risque de décéder est particulièrement élevé lorsque la mère est très jeune ou très âgée, et le rang de naissance se révèle être un marqueur de risque.

### De quelques qualités de l'indicateur

La simplicité de son calcul et la signification concrète du résultat obtenu font de l'insuffisance pondérale à la naissance l'un des indicateurs de santé les plus intelligibles.

Étant donné son lien étroit avec la santé de la future mère d'une part, la santé présente et future du nouveau-né et ses chances de survie d'autre part, il se révèle un précieux indicateur de la santé de la population. Signalons, à titre d'exemple, que les nouveau-nés de moins de 500 g ne sont pas considérés viables; que, de 501 à 1 000 g, ils sont à la limite de la viabilité et confrontés à des problèmes de santé très spécifiques, ce qui explique le traitement particulier qui leur est souvent réservé dans les études statistiques; enfin, un poids inférieur à 2 500 g permet d'identifier, avec un certain arbitraire, les bébés prématurés<sup>50</sup>.

Nombre de naissances vivantes.
 C'est-à-dire y compris les mort-nés.

<sup>&</sup>lt;sup>50</sup> Voir Usher, R., "Changing Mortality Rates With Perinatal Intensive Care and Regionalization", Seminars in Perinatalogy, vol. 1, 3, juillet 1977, pp. 309 et 317-319.

La réduction de la fréquence de l'insuffisance pondérale est un des signes d'une amélioration des conditions sanitaires affectant la mère et son enfant, ce qui explique qu'on en ait fait l'un des objectifs des programmes de périnatalité<sup>51</sup>. Dans l'optique préventive, c'est-à-dire de la prévention des naissances de poids insuffisant, promouvoir de saines habitudes de vie chez l'adolescente et la femme enceinte demeure un objectif d'autant plus important que la naissance d'enfants de petit poids est, et sera toujours, plus problématique que celle d'enfants de poids normal, ceci malgré tous les progrès accomplis dans les soins aux nouveau-nés.

L'indicateur varie donc avec l'état de santé, mais aussi la qualité et la quantité des soins offerts. Mais les changements ne se produisent pas toujours dans le sens attendu. L'amélioration des soins prénatals en est un exemple: en évitant bon nombre d'avortements spontanés et de mortinaissances, ceux-ci ont en fait contribué à accroître la probabilité d'une naissance vivante de poids insuffisant.

La fréquence de l'insuffisance pondérale doit donc être utilisée avec prudence dans les comparaisons, dans l'espace ou dans le temps. Par exemple, on a noté, en Grande-Bretagne, un pourcentage de naissances de faible poids supérieur à celui de certains pays voisins: ce résultat serait dû au recours fréquent à l'accouchement provoqué, pratique qui élève la fréquence de l'insuffisance pondérale en accroissant la part des enfants "petits pour leur terme" parmi les enfants de poids insuffisant à la naissance<sup>52</sup>. Des différences entre pays, ou dans le temps, peuvent également s'expliquer par des distributions très différentes des naissances selon certaines caractéristiques: rang, âge de la mère, etc...

# III FICHE TECHNIQUE

D'un calcul simple, la fréquence de l'insuffisance pondérale repose en outre sur des données très fiables: le nombre de naissances souffre d'un sous-enregistrement négligeable et, comme au Canada la quasi-totalité des accouchements (98% en 1980) ont lieu à l'hôpital, le poids à la naissance est recueilli dans des conditions uniformes par un personnel qualifié, ce qui en fait une mesure à la fois stable et représentative de la population visée.

En 1982, on comptait au Canada (sans Terre-Neuve) 363,380 naissances vivantes dont le poids à la naissance était connu; 21,263 d'entre-elles avaient un poids inférieur ou égal à 2 500 g, d'où une fréquence de l'insuffisance pondérale à la naissance de 5.8% (voir tableau 87). Malgré la simplicité du calcul, on doit se rappeler que des précautions peuvent faciliter l'utilisation de l'indicateur obtenu, dans les comparaisons dans le temps ou dans l'espace notamment.

Ainsi, la définition de l'insuffisance pondérale repose depuis 1948 sur la définition internationale de la prématurité, soit un poids inférieur ou égal à 2 500 g. Or depuis 1976, on recommande de n'inclure que les nouveau-nés de moins de 2 500 g (soit 2 499 g et moins). Bien que la plupart des enquêtes publiées reposent encore sur l'ancienne définition, il faut être conscient de l'existence des deux définitions; en raison d'une certaine attraction pour les nombres ronds, il semble que la valeur de l'indicateur varie sensiblement selon la définition retenue<sup>53</sup>.

Précisons en outre que, les naissances de moins de 500 g n'étant pas considérées viables, des études, comme celle du Dr. Usher, les excluent. En fait, les nouveau-nés de 1 000 g et moins sont actuellement de plus en plus considérés viables. Autrefois, ces naissances n'étaient pas toujours enregistrées ou étaient comptées comme mortinaissances, mais ce n'est plus le cas maintenant. Il y aurait donc lieu, à l'avenir, de prévoir que le calcul des différents taux (mortinatalité, mortalité néonatale précoce et mortalité périnatale) se fasse en prenant pour base une échelle de poids différents, soit: 500 g à 749 g, 750 g à 999 g, 1 000 g à 1 499 g, 1 500 g à 1 999 g, etc...

<sup>&</sup>lt;sup>51</sup> Pour le Québec, par exemple, voir Blanchet M. et Levasseur M., op. cit.

O.M.S., "Fréquence de l'insuffisance pondérale...", op. cit., p. 203.
 O.M.S., "Fréquence de l'insuffisance pondérale ...", op. cit., p. 199. Voir aussi Macfarlane, A. et Mugford, M., Birth Counts. Statistics of Pregnancy and Childbirth, Londres, H.M.S.O., 1984, pp. 6-7 et tableau 2.5.

TABLEAU 87. Pourcentage de naissances de poids insuffisant (2 500 g ou moins) selon l'âge de la mère, Canada, 1965-1982

			Âge à l'a	ccouchemer	it		
Année	Tous âges	Moins de 20 ans	20-24 ans	25-29 ans	30-34 ans	35-39 ans	40 ans
1965	7.6	9.2	7.6	6.8	7.1	8.0	8.5
1966	7.8	9.3	7.7	7.1	7.6	8.3	8.6
1967_	7.9	9.8	7.8	7.0	7.6	8.5	8.6
1968	7.7	9.1	7.7	7.1	7.5	8.2	8.8
1969	7.8	9.8	7.6	6.9	7.4	8.8	9.0
1970	7.9	9.7	7.8	7.1	7.6	8.3	8.5
1971	7.5	9.2	7.5	6.9	7.3	8.3	8.8
1972	7.3	9.1	7.2	6.6	7.1	8.0	8.9
1973	7.0	8.7	6.9	6.2	7.0	7.9	8.1
1974	6.9	8.5	6.9	6.3	6.8	8.2	8.7
1975	6.8	8.3	6.9	6.1	6.4	7.6	8.1
1976	6.6	8.1	6.7	6.0	6.3	7.4	9.0
1977	6.4	8.0	6.6	5.8	6.0	7.5	8.6
1978	6.3	7.9	6.6	5.8	5.7	7.0	8.0
1979	6.1	8.0	6.4	5.6	5.5	6.4	8.0
1980	6.0	7.6	6.4	5.5	5.5	6.8	8.2
1981	6.0	7.9	6.4	5.5	5.4	6.9	8.4
1982	5.8	7.7	6.2	5.3	5.3	6.2	8.2

Source: D'après B.F.S., La statistique de l'état civil, nº 84-202 au catalogue (1965 à 1970) et Statistique Canada, La statistique de l'état civil, vol. I, naissances, nº 84-204 au catalogue (1971 à 1982).

L'intérêt de distinguer les nouveau-nés de faible poids selon la durée de gestation, illustré par le tableau 88, a déjà été souligné dans la fiche signalétique. Ainsi, plus de la moitié des bébés de poids insuffisant à la naissance en 1982 étaient prématurés (moins de 37 semaines de gestation) et, parmi eux, la fréquence de l'insuffisance pondérale était 20 fois plus élevée que pour les autres durées de gestation.

TABLEAU 88. Répartition des naissances de poids insuffisant et fréquence de l'insuffisance pondérale, selon la durée de gestation, Canada<sup>1</sup>, 1982

Durée de gestation		sances de gou moins	Fréquence de l'insuffisance pondérale
(en semaines)	Nombre	Pourcentage	(en pourcentage)
37 et plus	9,363	44.2	2.7
Moins de 37	11,823	55.8	54.5
TOTAL	21,186	100.0	5.8

Sans Terre-Neuve.

Source: D'après Statistique Canada, La statistique de l'état civil, 1982, (volume I: Naissances et décès), nº 84-204 au catalogue, tableau 14, pp. 22-23.

# I-20: ESPÉRANCE DE VIE SELON L'ÉTAT MATRIMONIAL

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Pour une sous-population définie par son état matrimonial, il s'agit de la durée moyenne de la vie dans l'hypothèse d'une stabilisation de la mortalité qui lui est propre, au niveau observé aux divers âges durant une année, ou une période donnée.

### Fonction descriptive

Les conditions de mortalité particulières à un état matrimonial, telles qu'observées au cours d'une année ou d'une période, sont transposées dans une génération fictive. Ce faisant, on reproduit ce que serait le destin d'un groupe d'individus si les conditions suivantes étaient réunies: au début de l'observation - à leur 30° anniversaire, par exemple - ils ont tous le même état matrimonial; cet état matrimonial ne peut se modifier au cours du temps; l'effectif initial de la génération n'est réduit que par la mortalité, dont le niveau est propre à la catégorie d'état matrimonial considérée.

Cette simulation est répétée pour chaque sexe et chaque état matrimonial. On aboutit ainsi à huit séries de résultats, résumés sous la forme de longévités moyennes ou espérances de vie; celles-ci dépendent uniquement des conditions de mortalité retenues et constituent donc des descripteurs suggestifs et spécifiques de la mortalité selon l'état matrimonial.

#### Indication recherchée

Il s'agit d'une indication du niveau de santé moyenne intrinsèque pour diverses catégories de la population, distinguées selon leur état matrimonial, l'hypothèse implicite étant qu'il existe une relation positive entre espérance de vie et niveau de santé.

### II INTERPRÉTATION

L'intérêt que suscitent les différences de mortalité selon l'état matrimonial n'est pas nouveau. Déjà, au XIXe siècle, Bertillon relevait en France une surmortalité des célibataires et en proposait des explications.

### L'espérance de vie selon l'état matrimonial au Canada

Statistique Canada a récemment publié, pour la première fois, des tables de mortalité par état matrimonial<sup>54</sup>, dont les résultats sont compatibles avec les tables de mortalité de la période correspondante, soit 1975-77.

Une partie de ces résultats est rassemblée dans le tableau 89 qui résume, sous la forme d'espérances de vie, le niveau de la mortalité pour deux périodes de la vie: au-delà du 30e anniversaire; au-delà du 65e. On peut ainsi dire que, dans les conditions de mortalité prévalant en 1975-77, les hommes encore en vie à 30 ans peuvent s'attendre à survivre, en moyenne, 42.9 années; mais que cette espérance de vie peut varier considérablement: de 34.7 ans pour les divorcés à 44.3 ans pour les mariés.

Globalement, les résultats permettent de distinguer deux sous-populations: celle des mariés et celle des non mariés, les premiers étant plus favorisés du point de vue de la mortalité (tableau 89). Pour chaque sexe, on retrouve la même hiérarchie entre les catégories avec, cependant, un éventail de valeurs beaucoup plus réduit chez les femmes: 4.6 ans entre les catégories extrêmes (mariés et divorcés) comparé à 9.6 ans chez les hommes.

<sup>54</sup> Adams, O.B. et Nagnur, D.N., Mariage, divorce et mortalité: analyse des tables de mortalité, Canada, 1975-1977, nº 84-536 au catalogue (hors série), Statistique Canada, Ottawa, mai 1981, 91 p.

TABLEAU 89. Espérance de vie à 30 ans et à 65 ans selon le sexe et suivant l'état matrimonial, Canada, 1975-77

		Sexe et â	ge exact		Différence	
État matrimonial	Homi	Hommes		mes	entre	
	30 ans	65 ans	30 ans	65 ans	30 ans	65 ans
			ann	ées		
Ensemble	42.9	14.0	49.6	18.4	6.7	4.4
Célibataires	37.4	12.5	47.9	18.5	10.5	6.0
Mariés	44.3	14.8	50.5	19.0	6.2	4.2
Veufs	36.4	12.5	47.3	18.2	10.9	5.7
Divorcés	34.7	11.3	45.9	16.5	11.2	5.2

Source: D'après les tableaux 9 à 18, dans Adams, O.B. et Nagnur, D.N., op. cit., pp. 42-51.

Habituellement les hommes connaissent, pour chacune des catégories d'état matrimonial, une certaine surmortalité, particulièrement élevée chez les non mariés. Notons enfin que les divorcées, groupe le plus défavorisé chez les femmes, ont cependant une mortalité inférieure à celle des mariés qui, parmi les hommes, bénéficient de la vie moyenne la plus longue.

Enfin, l'évolution dans le temps de la surmortalité des célibataires semble indiquer que les différences de mortalité selon l'état matrimonial constatées plus haut tendent à s'accentuer (tableau 90). Cela pourrait être dû à une augmentation de la sélection par le mariage: en effet, "plus (la nuptialité) est forte, plus la proportion des personnes "difficilement mariables" est importante parmi les célibataires subsistants" .

### Mariage sélection ou mariage protection?

Cette question, sous-titre d'un article <sup>56</sup> consacré au sujet qui nous intéresse, résume bien les principales préoccupations des chercheurs dans ce domaine.

On a vu que les écarts entre les espérances de vie selon l'état matrimonial peuvent être importants. Malheureusement, les données ne permettent pas de les expliquer ce qui n'empêche pas, à la suite de Vallin et Nizard, de proposer des hypothèses plausibles et de constater que les données ne les contredisent pas. Ces auteurs retiennent quatre facteurs principaux:

 effet propre à l'état matrimonial: le fait de vivre seul ou non, notamment en raison du mode de vie que cela implique, distingue les mariés des autres; il s'agit là du rôle protecteur du mariage;

effet dû au changement d'état: ce changement peut en effet entraîner un choc, positif dans le cas du mariage, négatif dans celui du veuvage, l'un ou l'autre dépendant des circonstances dans le cas du divorce:

<sup>&</sup>lt;sup>55</sup> Voir Vallin, J. et Nizard, A., "La mortalité par état matrimonial. Mariage sélection ou mariage protection?", Population, numéro spécial, septembre 1977, p. 98.

Le contenu de cette section est essentiellement tiré de Vallin, J. et Nizard, A., op. cit., pp. 95-119.

TABLEAU 90. Indice<sup>1</sup> de surmortalité des célibataires selon le sexe pour quelques groupes d'âge, Canada, 1960-1982

Années		Sexe masculii	n		Sexe féminin	156
	15-24 ans	25-44 ans	45-64 ans	15-24 ans	25-44 ans	45-64 ans
1960	127	180	150	107	160	134
1965	136	191	155	132	167	137
1970	155	202	169	138	187	140
1975	179	248	191	176	209	152
1980	208	272	207	235	232	162
1982	242	270	213	272	222	165

1 Rapport du taux de mortalité des célibataires à celui des mariés, exprimé en pour 100.

Source: Dumas, J., La mortalité au Canada. La perspective des années 80 (Série "La conjoncture démographique"), Statistique Canada, Ottawa, à paraître et, pour 1980 et 1982: Statistique Canada, Décès selon l'état matrimonial, l'âge et le sexe, données non publiées; Statistique Canada, Estimations de la population suivant l'état matrimonial, l'âge et le sexe, nos 91-519 et 91-203 au catalogue.

effet de sélection: à l'origine, tout le monde est célibataire; or le passage du célibat au mariage puis, dans certains cas, au divorce ou au veuvage, se produit selon certaines règles qui reviennent souvent à une forme de sélection, plus ou moins sévère selon les circonstances. Or certains des critères qui interviennent ont trait à la santé. Par exemple, les moins bien portants se marieront probablement moins facilement et se trouveront donc en proportions plus élevées parmi ceux qui demeurent célibataires. Un effet de sélection joue aussi en défaveur des veufs: toutes choses étant égales, le veuvage est évidemment plus fréquent dans les groupes à forte mortalité; or le conjoint survivant bénéficiant généralement des mêmes conditions de vie il devrait en résulter, pour les veufs, des risques de décéder plus élevés que la moyenne de la population;

effet des erreurs d'observation: des erreurs peuvent se produire dans la collecte des données de l'état civil, pour la mortalité, et du recensement, pour la population de base. Les déclarations de l'état matrimonial ne sont pas strictement contrôlées, ce qui peut entraîner des erreurs, systématiques dans certains cas, dont l'impact est particulièrement important lorsque celles-ci touchent des groupes à faible effectif, comme les veufs aux

jeunes âges.

Vallin et Nizard (op. cit., p.117) concluent que l'existence des trois facteurs incriminés (sélection, rôle protecteur du mariage et changement d'état) est confirmée par l'examen des causes de décès. Cependant, leurs rôles "restent flous et difficilement dissociables, encore moins mesurables".

### État matrimonial et santé

Quel que soit le sens d'une éventuelle relation entre état matrimonial et niveau de santé, l'observation semble du moins confirmer l'existence d'une association: à un état matrimonial donné correspond en effet une espérance de vie, indicateur que l'on admet relié positivement au niveau de santé.

Évoquons un exemple, celui des veufs, pour lesquels le changement d'état matrimonial peut entraîner une altération au moins temporaire de l'état de santé, si l'on en croit les résultats de certains travaux. Durkheim avait déjà relevé, dans le cas du suicide, une surmortalité des veufs. Plus tard, Young, et al.<sup>57</sup>, mettaient en évidence un résultat frapppant: la surmortalité

<sup>57</sup> Young, M., et al., "The Mortality of Widowers", dans Ford, T.R. et de Jong, G.F., (Éds.), Social Demography, Englewood Cliffs, Prentice hall, 1970, pp. 172-177.

particulièrement élevée des veufs durant les six mois suivant le veuvage. Plusieurs explications de ce phénomène ont été proposées, dont une ayant trait à des changements biologiques chez l'époux survivant. Or très récemment cette hypothèse est devenue plus plausible: la surmorbidité et la surmortalité des veufs pourraient être expliquées par une réduction des fonctions immunitaires<sup>58</sup>.

Ajoutons que le veuvage peut parfois être causé par un événement qui a un effet direct sur la santé des deux conjoints. Dans le cas des accidents mortels de la route par exemple, qui touchent davantage les jeunes couples, la surmortalité des conjoints survivants peut être expliquée par les séquelles de ces accidents.

Signalons enfin que, si l'on admet l'existence d'un "choc" consécutif à la perte d'un conjoint, le mode de calcul de l'espérance de vie (voir fiche technique) conduit à une surestimation de la mortalité de la population veuve. En effet, les risques de décès aux divers âges, obtenus à partir de données "transversales", sont ensuite transposés dans une génération fictive dont on calcule l'espérance de vie. Cette vie moyenne sert à résumer les conditions de mortalité vécues par un individu moyen passé un certain âge; mais, en raison de la simulation à laquelle on a recours ici, on fait subir à l'individu le choc du veuvage à plusieurs reprises durant son existence. Il s'ensuit une sous-estimation de  $\mathbf{e}_{\mathbf{x}}$ .

#### L'indicateur

L'indicateur proposé est commode puisqu'il résume, à l'aide d'un seul nombre, les conditions propres à une sous-population identifiée par son état matrimonial. Cependant ses limites tiennent précisément à la méthode relativement simple de son calcul (voir fiche technique). Notamment:

- l'utilisation d'une table "transversale" que l'on ne peut interpréter dans une perspective

longitudinale que sous certaines hypothèses;

- la définition des catégories. D'une part, on fait l'hypothèse que les sous-populations en cause sont homogènes, c'est-à-dire que l'état matrimonial est donné une fois pour toutes. On ne tient ainsi pas compte de l'histoire matrimoniale des individus: changements de statut au cours de l'existence; durée passée dans chaque état. D'autre part, le statut retenu est celui au moment du décès, c'est-à-dire à un âge variable selon les individus.

### III FICHE TECHNIQUE

#### Les sources de données

Deux séries de données sont nécessaires: celles concernant les événements étudiés, soit les décès, et celles ayant trait à la population exposée au risque de subir ces événements.

La première série, les décès classés selon l'âge et l'état matrimonial, est disponible pour chaque année civile et tirée des données de l'état civil. La seconde série provient du recensement, effectué tous les cinq ans, la dernière collecte remontant au 3 juin 1981; Statistique Canada produit également des estimations au 1er juin des années intermédiaires Signalons qu'il est préférable de calculer des tables selon l'état matrimonial pour des périodes centrées sur une année de recensement: les statistiques sur la population sont meilleures; ces périodes correspondent à celles utilisées pour les tables de mortalité publiées par Statistique Canada.

Il faut aussi noter qu' alors que l'état civil relève l'état matrimonial **de jure**, la question posée au recensement concerne l'état **de** facto. Cette précision est importante puisqu'elle a pour effet de conduire à des taux de mortalité qui, dans le cas des célibataires, surestiment la réalité.

58 Schleifer, S.J., et al., "Suppression of Lymphocyte Stimulation Following Bereavement", Journal of the American Medical Association, vol. 250, 3, 15 juillet 1983, pp. 374-377.

<sup>59</sup> Deux types d'estimations sont produites: les postcensitaires et les intercensitaires. Ces dernières, compatibles avec les résultats des recensements, sont publiées après chaque recensement dans la publication nº 91-519 au catalogue (hors série), sauf pour les années antérieures à 1971 dont les estimations paraissent dans le nº 91-203 au catalogue.

### La table de mortalité par état matrimonial

Il s'agit d'une table brute, à simple extinction; elle est donc obtenue selon le même principe que la "table de mortalité du moment" (voir fiche technique de I-03). Mais cette fois le calcul est conduit séparément pour chaque état matrimonial et chaque sexe. On distingue trois étapes principales:

calcul du taux de mortalité. Pour un état matrimonial donné, on fait le rapport des décès
 D<sub>x</sub> à chaque âge x à la population de l'âge correspondant P<sub>x</sub>, soit:

$$t_x = D_x/P_x$$

- transformation des taux t<sub>x</sub> en quotients q<sub>x</sub>, à l'aide de la relation:

$$q_x = 2t_x/(2+t_x)$$
 ou  $_5q_x = 10_5t_x/(2+5_5t_x)$  lorsqu'il s'agit de taux quinquennaux

calcul des survivants S<sub>x</sub> de la table. Les risques de décéder q<sub>x</sub> sont appliqués à une génération fictive dont l'effectif initial, la racine de la table, est de 100,000 individus. Dans notre exemple, le calcul débute au 30e anniversaire; ce choix comporte une part d'arbitraire, mais se justifie surtout par le fait qu'avant cet âge les événements étudiés ne sont pas suffisamment nombreux pour permettre le calcul de taux (cela vaut surtout pour les veufs et divorcés). On aboutit à la séquence suivante (tableau 91), lorsqu'on raisonne sur des intervalles d'âge quinquennaux:

$$S_{30} = 100,000$$

il s'ensuit que:

$$S_{30.5}q_{30} = d(30,35)$$

où d représente les décès de la table. D'où:

$$S_{30} - d(30,35) = S_{35}$$

le même calcul est répété pour les groupes d'âge suivants:

$$S_{35.5}q_{35} = d(35,40)$$

$$S_{35} - d(35,40) = S_{40}$$

etc ...

De proche en proche, on constitue ainsi la colonne(2) du tableau 91, soit les survivants aux divers anniversaires x.

# Calcul de l'espérance de vie

La connaissance de la série des survivants permet ensuite de calculer le nombre d'années vécues dans chaque intervalle d'âge, puis l'espérance de vie. Pour le détail du calcul, on peut se reporter au paragraphe intitulé "Années vécues et espérance de vie" de la fiche technique de I-03.

Dans le cas des populations stationnaires - celle associée à la table de mortalité en l'occurrence - le taux de mortalité est égal à l'inverse de l'espérance de vie à la naissance. L'espérance de vie au-delà du 85e anniversaire est donc obtenue à l'aide de la relation:

$$e_{85} = 1/t_{85+}$$

où t<sub>85+</sub> est le taux de mortalité du groupe d'âge 85 ans et plus pour l'état matrimonial considéré.

TABLEAU 91. Séquences du calcul de la table de mortalité des célibataires, sexe masculin, Canada, 1975-77

Anniver- saire x	5 <b>9x</b>	$S_x$	d(x,x+a)	Années vécues A <sub>x</sub>	Années vécues cumulées T <sub>x</sub>	ex
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
30	0.01934	100,000	1,934	495,165.0	3,734,196.5	37.3
35	0.02865	98,066	2,810	483,305.0	3,239,031.5	33.0
40	0.04179	95,256	3,981	466,327.5	2,755,726.5	28.9
45	0.05892	91,275	5,378	442,930.0	2,289,399.0	25.1
50	0.05892	85,897	7,088	411,765.0	1,846,469.0	21.5
55	0.11694	78,809	9,216	371,005.0	1,434,704.0	18.2
60	0.14934	69,593	10,393	321,982.5	1,063,699.0	15.3
65	0.21133	59,200	12,511	264,722.5	741,716.5	12.5
70	0.27857	46,689	13,006	200,930.0	476,994.0	10.2
75	0.37609	33,683	12,668	136,745.0	276,064.0	8.2
80	0.50545	21,015	10,622	78,520.0	139,319.0	6.6
85		10,393	10,393	60,799.0	60,799.0	5.9

Source: D'après le tableau 10, dans Adams, O.B. et Nagnur, D.N., op. cit., p. 43.

# I-21: INDICE DE SURMORTALITÉ MASCULINE

# I FICHE SIGNALÉTIQUE

#### Définition

Rapport du taux (ou du quotient) de mortalité masculine au taux (ou au quotient) de mortalité féminine.

### Fonction descriptive

L'indice de surmortalité masculine donne une mesure de la mortalité masculine, la mortalité féminine étant prise comme unité. Généralement calculé à partir de taux (ou de quotients) de mortalité, le résultat est le plus souvent exprimé sous la forme d'un indice, avec la mortalité féminine pour base 100.

### Indication recherchée

Dans la mesure où les taux de mortalité donnent une indication sur le niveau de la santé moyenne effective de la population, l'indice de surmortalité masculine renseigne sur l'importance des différences selon le sexe existant à cet égard, suivant l'âge ou pour diverses catégories de la population. Si l'on admet qu'une bonne part de la surmortalité masculine est attribuable à des différences dans le mode de vie, les écarts de mortalité donnent une idée des progrès possibles et permettent, par exemple, de mieux orienter la prévention.

### II INTERPRÉTATION

Bien qu'il subsiste, dans certaines populations, une surmortalité féminine essentiellement due à la mortalité maternelle, une surmortalité masculine, présente à tous les âges, est désormais une réalité à peu près universelle et constitue, en matière de mortalité, l'une des inégalités les plus connues.

#### Évolution de la surmortalité masculine<sup>60</sup>

Le tableau 92 retrace, pour de grands intervalles d'âge, l'évolution au cours des 50 dernières années. Sauf pour la première année de vie où l'indice est remarquablement constant, on constate que l'écart s'est creusé aux âges où une surmortalité masculine existait déjà et que, pour l'intervalle 15-35 ans, où sévissait en 1931 une surmortalité féminine, les risques masculins sont désormais près de trois fois plus élevés que les féminins.

Cette transition d'un état de faible surmortalité à un état de forte surmortalité est bien mise en évidence par la forme de S allongé des courbes de la figure 21. Ce mouvement s'accompagne d'un bouleversement dans la hiérarchie des indices, celle-ci étant symétrique de celle qui prévalait au début de la période considérée. On remarque que l'essentiel de cette transition s'est produit au cours des années quarante et cinquante, c'est-à-dire qu'il est contemporain de l'accélération de la baisse de la mortalité au moment de la révolution des antibiotiques.

<sup>60</sup> Ce qui suit est inspiré d'une analyse de la situation québécoise par Dufour, D. et Péron, Y., Vingt ans de mortalité au Québec. Les causes de décès, 1951-1971, (Collection "Démographie canadienne", nº 4), Montréal, Les Presses de l'Université de Montréal, 1979, pp. 58-59.

TABLEAU 92. Indice de surmortalité masculine, Canada, 1931-1981

			Intervalles d'âge		
Année	0-1 an	1-15 ans	15-35 ans	35-60 ans	60-85 ans
		11			
1931	125.5	112.6	94.1	107.2	103.6
1941	126.7	122.1	113.0	121.6	106.8
1951	126.4	132.4	161.0	146.1	109.7
1956	125.5	137.3	209.2	159.9	113.2
1961	128.1	144.3	221.2	173.2	116.5
1966	125.7	137.5	241.0	180.0	121.7
1971	129.7	137.1	238.8	182.4	128.4
1976	124.2	135.6	265.6	190.0	133.3
1981	129.5	140.8	264.4	182.8	137.6

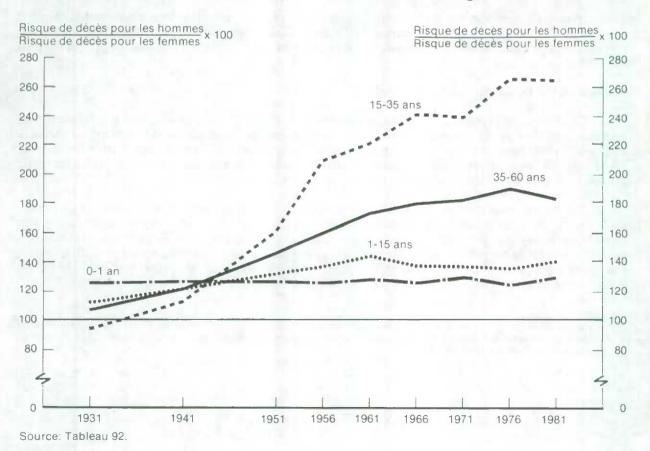
<sup>1</sup> Pour un intervalle d'àge donné on a:

indice de surmortalité masculine = risque de décès pour les hommes risque de décès pour les femmes x 100.

Source: Calculé d'après Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces (pour les périodes 1930-1932 à 1980-1982).

Figure 21

Mortalité différentielle selon le sexe pour divers intervalles d'âge, Canada, 1931-1981



Une mesure globale de la surmortalité masculine est donnée par l'écart entre les espérances de vie féminine et masculine. Le tableau 93 semble montrer une corrélation entre l'amélioration de l'espérance de vie à la naissance et l'augmentation de cet écart, phénomène que l'on retrouve dans de nombreux pays à faible mortalité 61,62.

La structure actuelle selon l'âge de la surmortalité masculine au Canada est typique de celle que l'on observe dans les pays développés. Graphiquement, cela se traduit par une courbe bimodale. avec un maximum vers 20 ans et l'autre vers 55 ans (figure 23). Le premier mode indique une mortalité masculine trois fois plus élevée que la mortalité féminine, cette différence étant surtout liée aux accidents de la circulation routière. Le second maximum (indice égal à 200) serait dû aux conséquences d'un comportement différentiel selon le sexe: tabagisme, alcoolisme, etc...

# Facteurs de la surmortalité masculine<sup>63</sup>

Étudiant la surmortalité masculine dans des groupes de religieux enseignants, dont les conditions de vie diffèrent peu selon le sexe, Madigan a constaté qu'il régnait, en 1955, une mortalité plus forte chez les hommes et que cette surmortalité masculine était comparable à celle de l'ensemble de la population américaine. Ce qui l'a conduit à attribuer la surmortalité des hommes à une moindre résistance aux maladies de dégénérescence, c'est-à-dire à des causes biologiques. Cependant, l'usage du tabac, un facteur de milieu dont le rôle dans les différences de mortalité a été démontré depuis, n'avait pas été isolé par Madigan<sup>64</sup>.

Ceci traduit bien les préoccupations des études sur la surmortalité masculine: distinguer la part des facteurs biologiques de celle des facteurs de milieu.

Le rôle des facteurs biologiques n'est sans doute pas négligeable puisque, à des périodes de la vie où les facteurs de milieu se sont peu (voire pas du tout) manifestés, il existe déjà une surmortalité masculine: c'est le cas pour la mortalité intra-utérine 65 et pour la mortalité périnatale. sa composante néonatale en particulier. Enfin, des travaux de Bourgeois-Pichat montrent que dans l'hypothèse d'une élimination de tous les décès attribuables à des causes exogènes, il subsisterait un écart entre les espérances de vie à la naissance des deux sexes. Cet écart a été estimé en 1973 à 6.5 ans pour la Norvège<sup>66</sup>.

Mais les résultats d'un grand nombre d'études insistent sur l'importance du mode de vie pour expliquer la surmortalité des hommes. Ainsi une étude désormais classique, celle de Retherford<sup>67</sup>, a souligné le rôle du tabac. L'une des conclusions d'une étude de Waldron<sup>68</sup> reflète le type de résultats auxquels sont parvenus certains travaux récents: les différences de comportement sont plus importantes que les différences physiologiques, en matière de mortalité selon le sexe. D'après cet auteur, les trois quarts de la surmortalité masculine aux États-Unis tiennent à quelques causes de décès (maladies du coeur, cancer du poumon, emphysème, accidents, cirrhose du foie et suicide). Celles-ci sont associées à un comportement jugé socialement plus acceptable de la part des hommes par exemple, attitude agressive en situation de compétition, conditions de travail plus dangereuses, abus d'alcool et, jusqu'à très récemment, usage du tabac. Un calcul simple permet d'estimer la part

<sup>61</sup> Voir par exemple les séries chronologiques en annexe de l'article de Aubenque, M. et Damiani, P., "Espérance de vie à la naissance: différences suivant le sexe, évolution, limites", Santé Sécurité Sociale. Statistiques et commentaires, nº 1, janvier-février 1982, pp. 17-40.

Notons qu'il est possible d'évaluer la contribution de chaque âge à la différence totale de vie moyenne entre hommes et femmes (figure 22). Voir la méthode proposée par Pressat, R., dans "Perspectives de réduction de la surmortalité masculine dans les pays ayant une faible mortalité", Meeting on sex differentials in mortality: trends, determinants and consequences, Canberra, The Australian National University, 1-7 décembre 1981. Cité par Vallin, J., "Tendances récentes de la mortalité française", Population, 38, 1, janvier-février 1983, p. 98 (on trouvera, dans ce dernier article, un exemple de résultats ainsi obtenus).

Voir Pressat, R., "La surmortalité des hommes", Le Concours Médical, 95, 2, 13 janvier 1973, pp. 287-290.
 Madigan, F.C., "Are Sex Mortality Differentials Biologically Caused?", Milbank Memorial Fund Quarterly, 35, 2, avril 1957, pp. 202-223.

<sup>65</sup> French, F.E. et Bierman, J.M., "Probability of Fetal Mortality", Public Health Reports, 27, 1962, pp. 835-847.

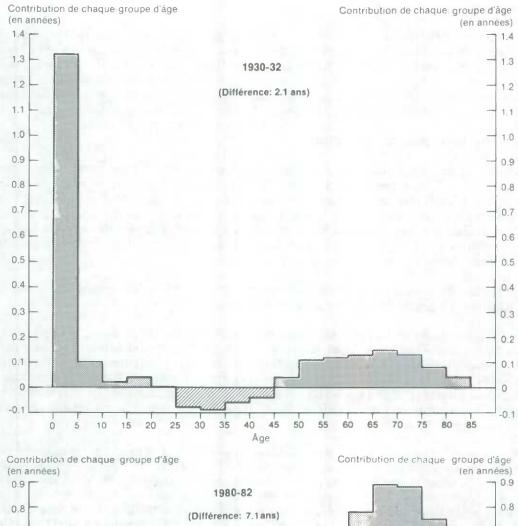
<sup>66</sup> Bourgeois-Pichat, J., "Future Outlook for Mortality Decline in the World", Population Bulletin of the United Nations, nº 11, 1978, pp. 25-26.

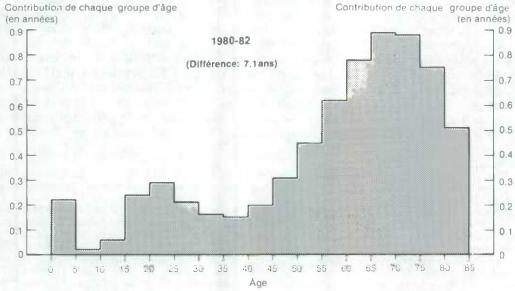
<sup>67</sup> Retherford, R., "Tobacco Smoking and the Sex Mortality Differential", Demography, vol. 9, 2, mai 1972, pp. 203-216.

<sup>68</sup> Waldron, I., "Why do women live longer than men?", Social Science and Medicine, vol. 10, 1976, pp. 357-358.

Figure 22

Contribution de la mortalité des divers groupes d'âge à la différence d'espérance de vie entre hommes et femmes, Canada, 1930-32 et 1980-82





Source: Calculé d'après B.F.S., Tables de survie du Canada et de ses régions, 1941 et 1931, n° 84-515 au catalogue; et Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces, 1980-1982, n° 84-532 au catalogue.

TABLEAU 93. Évolution de l'espérance de vie à la naissance selon le sexe, Canada, 1931-1981

Années¹	Sexe masculin	Sexe féminin	Écart selon le sexe
	(1)	(2)	(3) = (2) - (1)
	SERVED TO BE	en années	
1931	60.0	62.1	2.1
1941	63.0	66.3	3.3
1951	66.3	70.8	4.5
1956	67.6	72.9	5.3
1961	68.4	74.2	5.8
1966	68.8	75.2	6.4
1971	69.3	76.4	7.1
1976	70.2	77.5	7.3
1981	71.9	79.0	7.1
1931-1981	+ 11.9	+ 16.9	+ 5.0

Au Canada, les tables de mortalité sont calculées à l'aide de données portant sur une période tri-annuelle. Ainsi 1931 désigne la période 1930-1932, 1941 la période 1940-1942, etc...
Source: Voir source du tableau 92.

de chaque cause de décès dans l'aggravation de la surmortalité masculine. Ainsi, par exemple, un calcul de Vallin montre qu'en France, entre 1950 et 1978, 60% de l'augmentation de la surmortalité masculine entre 15 et 25 ans est attribuable aux accidents de la circulation<sup>69</sup>.

L'existence d'une surmortalité sociale est établie. Or il appert que l'ampleur des écarts de mortalité entre les sexes varie également d'une catégorie sociale à l'autre. Un exemple en est donné dans une étude récente portant sur le Canada urbain, pour les années encadrant le recensement de 1971<sup>70</sup>. La comparaison des catégories de revenu extrêmes révèle une surmortalité masculine plus élevée chez les plus défavorisés. Les différences de surmortalité sont particulièrement nettes pour le cancer du poumon, les accidents et violences, la cirrhose du foie, l'alcoolisme, les écarts étant le plus souvent dus à de fortes différences dans les taux masculins selon la catégorie de revenu<sup>71</sup>. Ainsi, dans l'ensemble, les causes de décès à la source des différences de mortalité selon le sexe sont également celles qui entraînent les écarts les plus importants pour ce qui est du niveau de la surmortalité masculine d'une catégorie de revenu à l'autre.

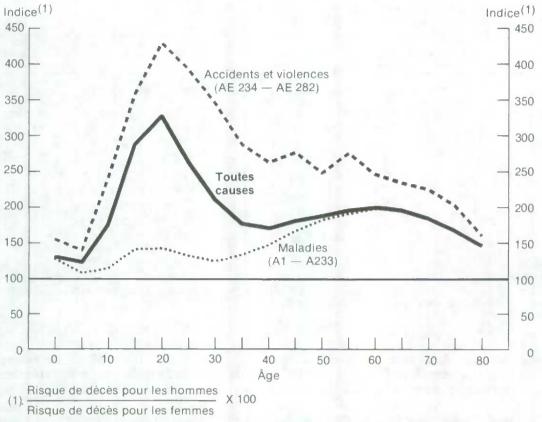
Le mode de vie semble donc avoir une influence prépondérante et, à cet égard, il est remarquable de retrouver les plus bas indices de surmortalité masculine aux âges - enfance et troisième âge - où, précisément, les modes de vie des hommes et des femmes sont probablement le moins différents (figure 23). La quasi-disparition des maladies infectieuses a donc donné une importance croissante au rôle du comportement des individus.

Millar, W.J., op. cit., tableau VI, p. 332.

<sup>&</sup>lt;sup>69</sup> Vallin, J., "Tendances récentes de la mortalité française", Population, 38, 1, janvier - février 1983, p. 99.

Millar, W.J., "Sex Differentials in Mortality by Income Level in Urban Canada", Canadian Journal of Public Health, vol. 74, 5, septembre-octobre 1983, tableau IV, pp. 331.

Figure 23
Indice de surmortalité masculine selon l'âge et suivant les causes de décès présentes, Canada, 1980-82



Source: Calculé d'après Statistique Canada, Causes de décès, nº 84-203 au catalogue (1980, 1981 et 1982) et Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces, 1980-1982, nº 84-532 au catalogue, mai 1984, pp. 16-19.

#### L'accroissement de la surmortalité masculine

Il semble paradoxal que la surmortalité masculine continue de s'accroître alors que les modes de vie des individus des deux sexes tendent à se rapprocher.

En substance, cela s'explique par deux phénomènes. D'une part, les causes de décès en déclin sont celles pour lesquelles existait soit une faible différence selon le sexe, soit une surmortalité féminine (mortalité maternelle, maladies infectieuses, tuberculose, par exemple). D'autre part, dans le cas des risques en hausse chez les femmes (tabagisme et alcoolisme, par exemple), les effets ne se sont pas encore beaucoup manifestés, étant donné que les problèmes de santé dépendent beaucoup de la durée d'exposition au risque: de ce point de vue, il existe un important décalage entre les populations masculine et féminine. On peut cependant s'attendre, à terme, à une diminution des écarts d'espérance de vie selon le sexe; les tables de mortalité de la période 1980-82 montrent déjà l'amorce d'une telle évolution.

Il faut noter qu'une surmortalité masculine importante, et son accroissement avec le temps, a des conséquences sur le système de santé dont l'exemple qui suit donne un bref aperçu. Une forte surmortalité masculine, combinée à un âge moyen au mariage plus élevé pour les hommes, entraîne un important veuvage dans la population féminine. Ceci n'est sûrement pas étranger à la proportion particulièrement élevée des femmes de plus de 65 ans vivant seules (tableau 94). Cette situation pourrait, en partie du moins, expliquer la durée moyenne plus élevée de leurs séjours en milieu hospitalier.

TABLEAU 94. Pourcentage des personnes âgées (65 ans et plus) vivant seules suivant le sexe, Canada, 1951-1981

Année	Hommes	Femmes	Total
		pourcentage	
1951 <sup>1</sup>			9.2
1951 <sup>1</sup> 1961	9.4	15.2	12.4
1971	11.1	24.3	18.4
1981	13.0	32.2	24.0

<sup>1</sup> Non disponible selon le sexe.

Source: D'après les recensements du Canada de 1951, 1961, 1971 et 1981.

#### Surmortalité masculine, surmorbidité féminine et santé

De prime abord, la coexistence d'une surmortalité masculine et d'une surmorbidité féminine<sup>72</sup> peut sembler contradictoire. En fait, selon une hypothèse rapportée par Pressat, le second phénomène pourrait, en partie du moins, expliquer le premier<sup>73</sup>.

En effet, la disponibilité d'un système de soins efficace fait de la vigilance des individus un facteur de longévité. Or les hommes et les femmes ont des attitudes différentes devant la maladie et leur vigilance dépend aussi de la façon dont ils apprécient leur état de santé.

Ainsi une enquête américaine, le "National Health Survey", a fait ressortir que les femmes se plaignent plus souvent que les hommes d'ennuis mineurs comme les palpitations de coeur, les maux de tête, les insomnies, les cauchemars, les tremblements, etc... Même si ces symptômes ne traduisent pas nécessairement un mauvais état de santé, ils déclenchent chez les intéressés une série de mesures préventives ou curatives précoces. Ce serait cette plus grande fréquence des mesures prises par les femmes, et leur précocité, qui en feraient de plus grandes bénéficiaires des progrès réalisés en matière de longévité. Il faut dire que ces différences de comportement ont aussi une origine socio-culturelle: les contacts des femmes avec le système médical, par exemple, sont rendus plus fréquents du fait même de la médicalisation de la contraception, de la grossesse, de l'accouchement et de l'élevage des enfants.

Ce qui précède met donc en doute la validité de l'indice de surmortalité masculine comme mesure de comparaison de l'état de santé des populations masculine et féminine.

L'indice de surmortalité masculine n'est toutefois pas inutile dans une perspective de santé. Un indice particulièrement élevé résulte souvent d'une exposition à certains risques pour la santé différente, dans son intensité ou sa durée, selon le sexe. Le tabagisme et l'alcoolisme constituent des exemples classiques. Dans les cas extrêmes, l'indice pourrait ainsi être un indicateur fiable, dans la mesure où il serait le symptôme d'importants problèmes de santé. Ainsi, il est remarquable que, parmi les pays où les espérances de vie féminine et masculine présentent les plus grandes différences, l'alcoolisme est notoirement élevé: Finlande, France, U.R.S.S., par exemple.

## III FICHE TECHNIQUE

### Calcul de l'indice de surmortalité

L'indice de surmortalité masculine peut être calculé à l'aide soit de taux bruts de mortalité, soit de quotients de mortalité.

73 Ce qui suit est en partie tiré de Pressat, R., op. cit., p. 290.

<sup>72</sup> Confirmée récemment par l'enquête Santé Canada, op. cit., pp. 113-119.

Le tableau 95 donne un exemple de la première méthode. Les données entrant dans le calcul sont, par sexe, les nombres de décès par âge et la population moyenne de l'année (soit, au Canada, la population estimée, ou recensée, au 1er juin) correspondante. L'indice est le rapport du taux de mortalité masculine au taux de mortalité féminine, le résultat étant exprimé en prenant le taux de mortalité féminine pour base 100. Dans le cas du groupe d'âge 20-24 ans on peut donc dire qu'en 1981, la fréquence des décès masculins aura été 3.2 fois plus élévée que celle des décès féminins.

Les tables de mortalité publiées tous les cinq ans par Statistique Canada, permettent le calcul de probabilités de décéder dans divers intervalles d'âge pour chacun des sexes. Le rapport, exprimé en pour 100, de la probabilité masculine à la probabilité féminine est une autre façon d'obtenir l'indice de surmortalité masculine. Ainsi, par le calcul présenté au tableau 96 on peut dire que, parmi les survivants à leur 15e anniversaire d'une cohorte fictive connaissant les risques de décéder mesurés en 1981, les hommes ont une probabilité 2.7 fois plus élevée que les femmes de mourir dans les 20 années qui suivent, c'est-à-dire avant leur 35e anniversaire.

Il faut noter que, pour une même année, les deux modes de calcul ne donneront pas des résultats **strictement** identiques. D'autre part, l'évolution de l'indice de surmortalité masculine peut provenir de variations des taux masculins ou féminins; en pratique, on assiste à des variations simultanées des deux taux. Une aggravation de la surmortalité masculine ne pourra donc, à elle seule, que renseigner sur l'évolution de la mortalité masculine par rapport à celle du sexe féminin.

Enfin, le résultat obtenu à l'aide des quotients de mortalité (probabilités de décéder) dépend, comme le montre Bourgeois-Pichat, de l'intervalle d'âge choisi. Ainsi, calculé par intervalles d'un an, l'indice passe par un maximum, avant de tendre vers 100; par contre l'utilisation de quotients instantanés de mortalité fournit un indice de surmortalité masculine en augmentation constante avec l'âge  $^{74}$ . Le premier résultat est artificiel: en effet, les probabilités annuelles  $q_x$  étant toujours inférieures à l'unité, et tendant vers 1 à la fin de la vie, tant pour les hommes que pour les femmes, la surmortalité masculine tend évidemment à disparaître. Dans la réalité il y a en fait une augmentation régulière de la surmortalité des hommes, donc de l'indice, avec l'âge.

# Optiques transversale et longitudinale

Ce dernier point a trait à la représentation graphique des indices de surmortalité masculine et aux interprétations discutables auxquelles elle peut parfois conduire<sup>75</sup>.

Prenons l'exemple du vieillissement démographique c'est-à-dire l'augmentation, dans le temps, de la **proportion** des personnes âgées dans la population; il est établi que ce phénomène a pour cause essentielle la baisse de la fécondité. Par contre, c'est à la baisse de la mortalité que l'on doit, toutes choses étant égales par ailleurs, l'accroissement du **nombre** des personnes âgées, d'une génération à la suivante; et le vieillissement plus avancé de la population féminine a sa source dans les conditions de mortalité plus favorables dont celle-ci jouit.

Cette mortalité différentielle selon le sexe se traduit notamment par un déséquilibre des effectifs masculin et féminin, qui avait déjà été signalé lors de l'examen des résultats du recensement (figure 5, fiche D-09): on avait alors noté que, tandis que le rapport de masculinité demeurait supérieur à 100 jusqu' à 45 ans environ, il chutait rapidement au-delà, ce qui fournissait une bonne illustration des effets de la surmortalité masculine durant la seconde moitié de la vie.

Ce qui précède confère donc un intérêt particulier à l'évolution de la surmortalité masculine au-delà du 45° anniversaire. Sa mesure par des indices peut être obtenue à partir des quotients extraits des diverses tables de mortalité publiées régulièrement depuis 1931. En reportant les résultats obtenus sur un graphique on obtient, pour chacune de ces années, une courbe représentant l'évolution selon l'âge de l'indice de surmortalité masculine. De la figure 24a il ressort que:

- l'indice de surmortalité masculine passe par un maximum entre 50 et 60 ans;
- la surmortalité masculine s'aggrave au cours du temps.

74 Voir Bourgeois-Pichat, J., "Future Outlook for Mortality Decline in the World", op. cit., graphique IV, p. 26.

<sup>75</sup> Ce qui suit est inspiré des pages 157 à 160 dans Desjardins, B. et Légaré, J., "Le vieillissement de la population du Québec: faits, causes et conséquences", Critère, 16, hiver 1977, pp. 143-169.

TABLEAU 95. Calcul de l'indice de surmortalité masculine à l'aide des taux de mortalité, pour certains groupes d'âge, Canada, 1981

	Sexe masculin				r 1: 1		
Groupe d'âge	Décès Populatio (1er juin)		Taux de mortalité (pour 1,000)	Décès	Population (1er juin)	Taux de mortalité (pour 1,000)	Indice de surmor- talité mas- culine
	(1)	(2)	(3) = [(1)/(2)]	(2)] (4) (5) $(6) = [(4)/(5)]$ $\times 1,000$		(7) = [(3)/(6)] x100	
0- 4 ans 5- 9 ans	2,476 302	914,400 912,000	2.7 0.3	1,832 219	868,900 865,000		128.6 100.0
15-19 ans 20-24 ans	1,622 1,917	1,182,000 1,174,200	1.4 1.6	519 540	1,132,900 1,169,400		280.0 320.0
50-54 ans 55-59 ans	4,750 7,064	621,600 568,300	7.6 12.4	2,563 3,870	621,800 611,400		185.4 196.8
Tous âges	97,055	12,067,600	8.0	73,974	12,274,100	6.0	133.3

Source: D'après Statistique Canada, Causes de décès 1981, nº 84-203 au catalogue, Ottawa, 1983 et Statistique Canada, Estimations intercensitaires annuelles de la population selon le sexe et l'àge, Canada et provinces, 1976-1981, nº 91-518 au catalogue, Ottawa, septembre 1983, tableau 6.

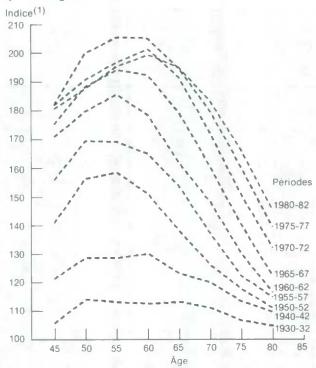
TABLEAU 96. Calcul de l'indice de surmortalité masculine à l'aide des quotients de la table de mortalité, Canada, 1980-82

	Quotient de	r 1: 1-		
Intervalles d'âge x, x + a	Sexe masculin	Sexe féminin	Indice de surmortalité masculine  (3) = [(1)/(2)] x 100	
	(1)	(2)		
	pour 10	00,000		
0- 1 an	1,092	843	129.5	
1-15 ans	569	404	140.8	
15-35 "	3,741	1,037	264.4	
35-60 "	13,722	7,508	182.8	
60-85 "	75,727	55,049	137.6	

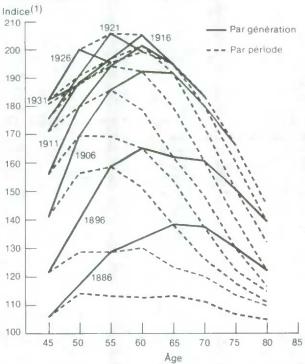
Source: D'après Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces, 1980-1982, nº 84-532 au catalogue, mai 1984, pp. 16-19.

Figure 24 Indice de surmortalité masculine au-delà du 45<sup>e</sup> anniversaire, Canada





### b) Seion l'âge et la génération, 1886-1931



(1)  $\left[5^{q}x(M)/5^{q}x(F)\right] \times 100$ , soit: Risque de décès pour les hommes  $\times 100$  Risque de décès pour les femmes

Source: Calculé d'après les tables de mortalité de Statistique Canada (1930-1932 à 1980-1982) L'interprétation des résultats doit cependant se faire avec prudence. En effet, pour un même âge, les divers points de chacune des courbes en présence ne sont pas directement comparables entre eux, puisque:

- les individus en cause appartiennent à des cohortes différentes;

- la surmortalité s'aggravant avec le temps, on serait amené à comparer, sur une même courbe, des individus appartenant à des générations ayant connu une surmortalité masculine peu élevée (ceux qui ont 80 ans en 1971, par exemple) à des personnes issues de générations où la surmortalité est plus forte (ceux qui ont 45 ans en 1971).

Ainsi, la figure 24a ne fait que donner, pour quelques années (1931, 1941, ..., 1981), le niveau de la surmortalité masculine, tel qu'observé à divers âges. Il ne retrace pas l'évolution de cette surmortalité au cours de la vie d'une cohorte (ou d'un groupe de cohortes), c'est-à-dire d'individus nés la même année (ou période); lui donner cette signification constituerait une confusion, classique, entre données transversales et longitudinales. Pour éviter l'écueil, il suffit de joindre les points concernant des individus appartenant aux mêmes groupes de générations; c'est ainsi qu'ont été obtenues les courbes en trait plein de la figure 24b, sur laquelle le apparaissent également, en pointillés, les courbes de la figure 24a.

À l'examen du nouveau tracé, on remarque que la surmortalité masculine:

- est effectivement un phénomène qui s'aggrave des générations anciennes aux plus récentes;
- évolue avec l'âge, mais plus nettement que ne le laissent paraître les données transversales;
- culmine à un certain âge qui semble plus élevé que ne le suggère la figure 24a.

### CONCLUSION

Dans ce rapport, nous présentons et commentons un certain nombre d'indices statistiques dont la connaissance est utile à ceux qui s'intéressent à la santé publique. Nous soulignerons ici quelques aspects importants de leur emploi.

# La fonction de descripteur

De nombreux ouvrages consacrés à la santé publique commencent par un exposé de l'état et du mouvement de la population<sup>1</sup>. Le fait n'est pas fortuit car on imagine mal qu'il soit bien sage d'élaborer une politique et des programmes de santé sans une bonne connaissance préalable de la population à desservir et de son évolution.

De toute façon, les réalités démographiques imposent souvent de telles contraintes qu'il est difficile de les ignorer bien longtemps. Ainsi, la dénatalité récente a déjà provoqué la fermeture de nombreux départements d'obstétrique et de gynécologie; sa poursuite entraînera un important glissement de la demande médico-hospitalière au profit des personnes âgées, glissement qui nécessitera de profonds réajustements dans la dispensation des soins ainsi que dans la formation et l'affectation des professionnels de la santé<sup>2</sup>. Cette perspective contraignante devrait constituer une incitation supplémentaire à l'étude attentive de la conjoncture démographique des prochaines années.

Nous avons donc consacré la première partie de ce rapport à la présentation des principaux indices utilisés par les démographes pour décrire globalement l'état et le mouvement d'une population. La plupart de ces descripteurs démographiques ont été si largement popularisés que l'on néglige parfois de s'assurer de leur signification et de leur fonction; il en résulte souvent des interprétations abusives ou franchement erronées. C'est pourquoi nous avons tenu à rappeler les principes et les méthodes qui président à leur élaboration et qui permettent de comprendre la signification de la mesure effectuée par l'intermédiaire de chaque indice.

#### La fonction d'indicateur

Les indices démographiques sont également utilisés en santé publique pour une autre raison: ils apportent une indication très utile sur la santé d'une population. Cette promotion des descripteurs démographiques au rang d'indicateurs de santé est examinée dans la seconde partie de notre rapport.

Depuis des décennies déjà, certains indices de mortalité sont utilisés comme indicateurs du niveau de santé d'une population: taux brut et taux comparatif de mortalité générale, taux de mortalité infantile et espérance de vie à la naissance. Il existe plusieurs raisons à cela:

- la mortalité est négativement corrélée au niveau de santé de la population;

 réduire la mortalité prématurée et assurer ainsi une durée de vie normale au plus grand nombre possible de personnes est une préoccupation permanente des responsables de la santé publique;

- parmi toutes les informations potentiellement utilisables pour l'élaboration d'un indicateur, les données de mortalité sont les seules à être recueillies de façon continue et

exhaustive.

Pour un exemple récent, voir Madden, T.A., Turner, I.R. et Eckenfels, E.J., The Health Almanac, New York, Raven Press, 1982, 355 p.

Sur ce sujet, consulter notamment: Boulet, J.-A. et Grenier, G., Health Expenditures in Canada and the Impact of Demographic Changes on Future Government Health Insurance Program Expenditures (Discussion paper no. 123), Economic Council of Canada, Ottawa, 1978, 98 p. et Lefebvre, L.A., Zsigmond, Z. et Devereaux, M.S., Hôpitaux: Horizon 2031. Les effets du mouvement de la population sur les besoins en soins hospitaliers, nº 83-520F au catalogue, Ottawa, Statistique Canada, 1979, 92 p.

Toutefois, lutter efficacement contre la détérioration de l'état de santé ne consiste pas seulement à éviter ou retarder l'issue fatale, c'est aussi maintenir ou rétablir la capacité de mener une existence normale. Or, en raison du développement des moyens thérapeutiques et de la prépondérance croissante des maladies dégénératives, il semble que le premier objectif s'avère souvent plus facile à atteindre que le second. Il devient alors nécessaire de construire de nouveaux indicateurs intégrant des données de mortalité et d'incapacité tels l'espérance de vie en bonne santé et l'espérance de vie pondérée par la qualité.

Très globaux par définition, les indicateurs du niveau de santé de la population ne sont évidemment pas suffisants pour orienter la décision et l'action. Il faut leur adjoindre notamment des indicateurs permettant d'identifier et de hiérarchiser les principaux problèmes de santé. En suivant la séquence des faits reliés à la maladie pour respecter au mieux la gamme des interventions possibles, on retiendra ainsi la prévalence des facteurs de risque et des signes précurseurs, l'incidence et la prévalence des maladies, la mortalité selon la cause du décès et la prévalence de l'incapacité selon l'affection ou le traumatisme responsable. L'impact de ces problèmes sur le niveau de santé de la population pourra être évalué en calculant leurs effets sur l'espérance de vie et l'espérance de vie en bonne santé<sup>3</sup>.

# Les désagrégations utiles4

Pour répondre aux besoins des instances responsables de la décision et de l'action en matière de santé publique, les indicateurs doivent être calculés pour les populations des différentes divisions politiques et administratives du pays. Cette désagrégation territoriale a cependant des limites bien connues: les données épidémiologiques deviennent plus rares, et tous les indices calculés moins fiables lorsque l'effectif des populations est trop petit.

Par ailleurs, la nature et la fréquence des problèmes de santé variant beaucoup durant le cycle de vie, il est utile de réunir des indicateurs sur la santé des principaux groupes démographiques qui composent une population: enfants, adolescents et jeunes gens, adultes, personnes âgées<sup>5</sup>. La plupart des indicateurs présentés dans ce rapport se prêtent bien à une telle désagrégation selon l'âge.

Enfin, la santé de l'individu dépendant partiellement de son environnement physique, social ou culturel, les indicateurs devraient aussi être calculés en fonction de caractéristiques telles que l'habitat, l'instruction, la profession, le revenu, l'origine ethnique, etc... Les statistiques courantes ne permettent que rarement de répondre à cette attente; il faut alors recourir aux données tirées d'études spéciales ou d'enquêtes particulières. On peut ainsi mettre en évidence l'inégalité des chances de mener une vie en bonne santé.

### Deux exemples de désagrégation

Une des préoccupations majeures de la santé publique est la permanence d'un fossé entre les plus pauvres et les autres classes sociales. Pendant longtemps, on a cru que ce fossé s'était creusé au début du siècle dernier; grâce aux travaux de démographie historique, on sait maintenant que l'inégalité sociale devant la mort est apparue bien avant la révolution industrielle. Il est tout à fait remarquable que l'inégalité sociale devant la maladie et la mort se soit maintenue en dépit des transformations progressives de la pathologie et des mesures adoptées pour favoriser l'accès de tous aux services de santé.

Voir à ce propos: Johnston, D.F., Types principaux de désagrégation des indicateurs sociaux de base (Programme d'élaboration des indicateurs sociaux de l'O.C.D.E., études spéciales n° 4), Paris, O.C.D.E., 1977.

Voir sur ce sujet: Robine, J.M. et Colvez, A., "Espérance de vie sans incapacité et ses composantes: de nouveaux indicateurs pour mesurer la santé et les besoins de la population", Population, 39, 1, janvier-février 1984, pp. 27-45; et Colvez, A. et Blanchet, M., "Potential Gains in Life Expectancy Free of Disability. A Tool for Health Planning", International Journal of Epidemiology, 12, 2, juin 1983, pp. 224-229.

Voir par exemple, United States. Department of Health, Education, and Welfare. Healthy People, The Surgeon General's Report on Health Promotion and Disease Prevention, Washington, D.C., U.S. Government Printing Office, 1979, 177 p.; et Levasseur, M., Des problèmes prioritaires. La maladie selon les ages de la vie (Collection "La santé des Québécois"), Québec, Conseil des affaires sociales et de la famille, 1983, 189 p.

La persistance de cette inégalité a été expliquée de différentes façons<sup>6</sup>:

1. elle résulte de la répartition inégale des richesses et des éléments de bien-être7;

2. elle provient de la plus grande survivance d'attitudes et de comportements dommageables pour la santé dans les milieux défavorisés;

3. elle reflète la liaison entre l'état de santé des personnes et leurs migrations profession-

nelles et sociales;

4. l'interprétation du phénomène doit tenir compte du fait que les milieux très défavorisés représentent une fraction de moins en moins importante de l'ensemble de la population.

Le choix à faire entre ces diverses interprétations n'est pas purement académique puisqu'il commande, en grande partie, celui des mesures à prendre.

Le tableau 97 donne la valeur de trois indicateurs du niveau de santé pour la population urbaine du Canada répartie selon le quintile de revenu. Les écarts entre catégories augmentent lorsque l'on passe des années vécues aux années vécues sans incapacité, et ils sont toujours plus grands chez les hommes que chez les femmes. De tels résultats confirment que les problèmes de santé les plus graves se rencontrent davantage dans les milieux les plus défavorisés.

Pour plus de détails, voir: Gray, A.M., "Inequalities in Health: The Black Report: a Summary and Comment", International Journal of Health Services, vol. 12, 3, 1982, pp. 363-366.

A propos de la mortalité, voir par exemple l'analyse de M. Roemer, citée dans Brouard, N., et al., "L'influence des politiques sociales et de santé sur l'évolution future de la mortalité", Population (Notes et documents), vol. 38, 6, novembre-décembre 1983, p. 1075.

TABLEAU 97. Niveau de santé selon la classe de revenu et le sexe, Canada, 1978

Espérance	Total	Quintile de revenu				
de vie		Inférieur	2º niveau	3e niveau	4º niveau	Supérieur
	5,7%		a	nnées		
Sexe masculin						
Espérance de vie à la naissance(e <sub>0</sub> )	70.8	67.1	70.1	70.9	72.0	73.4
Espérance de vie pondérée par la qualité	66.0	59.4	64.8	66.8	68.1	69.7
Espérance de vie sans restriction d'activité	59.5	50.0	57.9	61.1	62.6	64.3
Sexe féminin						
Espérance de vie à la naissance(e <sub>o</sub> )	78.3	76.6	77.6	78.5	79.0	79.4
Espérance de vie pondérée par la qualité	72.3	69.7	71.1	72.7	72.8	74.8
Espérance de vie sans restriction d'activité	63.6	59.9	61.8	64.3	63.5	67.5

Source: D'après le tableau 5.4, dans Wilkins, R. et Adams, O.B., Healthfulness of Life, Montréal, L'institut de recherches politiques, 1983, p. 98.

Après avoir mis en évidence des sous-populations distinguées selon la durée et la qualité de leur vie, le responsable de la santé publique peut se demander quels sont les principaux obstacles à une vie plus longue et meilleure. Il s'agit là d'une autre préoccupation importante: l'identification et la hiérarchisation des problèmes de santé d'une population.

Pendant très longtemps, l'importance des problèmes de santé a été déterminée uniquement en fonction de leur impact sur la mortalité. Le taux de mortalité par cause, l'espérance de vie perdue et, plus récemment, les années potentielles de vie perdues, sont des exemples d'indicateurs qui, traditionnellement, permettaient d'identifier et de hiérarchiser les problèmes de santé.

Les individus ayant de nos jours une forte probabilité de parcourir les diverses étapes du cycle de vie, on accorde désormais davantage de poids à la qualité de la vie. Cela s'explique en grande partie par l'importance grandissante des maladies chroniques dans l'ensemble de la morbidité et le fait qu'une augmentation de l'espérance de vie n'est plus nécessairement synonyme de progrès pour la santé de la population: on a en effet assisté, récemment, aux États-Unis, à la coexistence d'une diminution de la mortalité et d'une progression spectaculaire de l'incapacité<sup>8</sup>.

Lors de l'identification et de la hiérarchisation des problèmes de santé, on se doit donc de tenir compte de leur impact à la fois sur la durée et sur la qualité de la vie. Cette approche a été adoptée pour la population des États-Unis, puis celle du Québec; le tableau 98 résume les résultats obtenus dans ce dernier cas. Ainsi, par exemple, l'élimination du principal problème de santé - les maladies de l'appareil circulatoire - entraînerait, pour la population québécoise, un gain de 3.53 années d'espérance de vie à la naissance (impact sur la mortalité), mais aussi un gain de 2.64 années d'espérance de vie en bonne santé, c'est-à-dire sans incapacité (impact sur la restriction d'activité). D'où l'impact global sur l'espérance de vie en bonne santé: 6.17 années (voir également les tableaux 52 et 53, dans I-12).

TABLEAU 98. Impact des principales maladies sur l'espérance de vie en bonne santé de la population québécoise, 1980

Classement des maladies	Impact sur la mortalité	Impact sur la restriction d'activité	Impact sur l'espérance de vie en bonne santé
RTM TOTAL TOTAL		années	
1. Maladies de l'appareil			
circulatoire	3.53	2.64	6.17
2. Maladies du système ostéo-		0.74	0.54
articulaire	-	3.51	3.51
3. Tumeurs	2.34		2.34
4. Accidents et traumatismes		1.00	0.10
(excluant les suicides)	1.02	1.08	2.10
5. Maladies de l'appareil	0.44	1 71	1.05
respiratoire 6. Troubles mentaux (incluant	0.44	1.51	1.95
les suicides)	0.50	0.81	1.31
7. Anomalies congénitales et	0.50	0.01	1.31
affections périnatales	0.95		0.95
8. Maladies de l'appareil digestif	0.36	0.28	0.64
9. Diabète	0.17	0.14	0.31
10. Maladies du système nerveux		3, 2 2	0.01
et sensoriel	0.17	0.12	0.29

Source: Tableau 1, dans Conseil des affaires sociales et de la famille, Objectif: santé, Québec, Éditeur officiel du Québec, 1984, p. 47.

<sup>8</sup> Colvez, A. et Blanchet, M., "Disability Trends in the United States Population 1966-1976: Analysis of Reported Causes", American Journal of Public Health, 71, 5, mai 1981, pp. 464-471.

Notons que la méthode utilisée par Dillard a l'avantage d'identifier des problèmes (maladies du système ostéo-articulaire, en l'occurrence) importants en raison des incapacités qu'ils entraînent, mais qui seraient passés inaperçus si l'on n'avait tenu compte que de la mortalité, en suivant une approche plus traditionnelle. On constate que la prise en compte des restrictions d'activité a également une influence sur la hiérarchie des problèmes de santé.

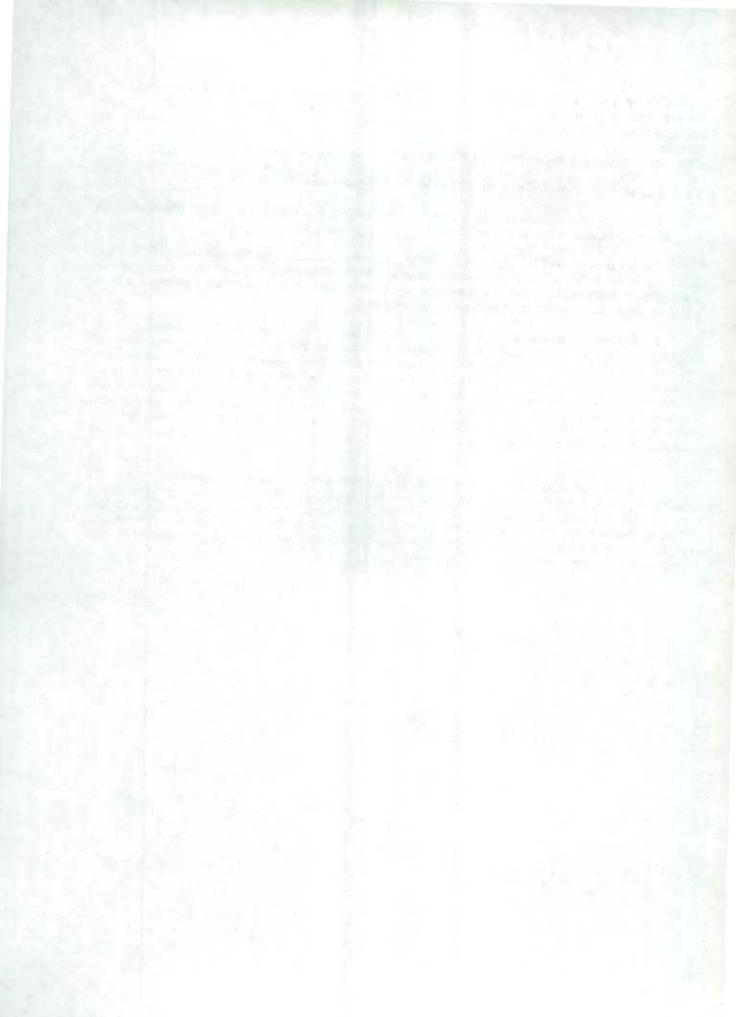
# Vers une mesure synthétique de la santé des populations?

L'idéal serait de disposer d'un indice qui résumerait, à lui seul, l'ensemble des conditions sanitaires existant au sein d'une population.

L'espérance de vie à la naissance - et la mortalité infantile, à l'évolution de laquelle elle était étroitement corrélée - a longtemps assumé ce rôle. Cette mesure reposait sur un phénomène - la mortalité - facile à appréhender et répondait à une préoccupation importante des responsables de la santé publique: la lutte contre la mortalité prématurée.

Le bas niveau désormais atteint par la mortalité, le ralentissement des progrès dans ce domaine, ainsi que l'importance grandissante des maladies chroniques dans l'ensemble de la morbidité, ont orienté les priorités vers l'amélioration de la qualité de la vie plutôt que l'allongement de sa durée. "L'espérance de vie en bonne santé" est venue répondre, en partie du moins, à cette préoccupation relativement nouvelle du système de santé, en offrant une mesure synthétique tenant compte des divers états de santé, du plus négatif (la mort) au plus positif (absence totale de maladie et d'incapacité). La simplicité de son calcul et les désagrégations auxquelles il se prête en font un instrument de mesure d'une grande utilité pour les planificateurs en santé.

Avec l'élaboration d'une "espérance de vie en bonne santé", un pas important a ainsi été franchi dans la quête d'une mesure synthétique de la santé des populations. D'autres progrès sont à prévoir et il est probable que les recherches futures buteront davantage sur l'insuffisance des données disponibles que sur des questions méthodologiques. Enfin, soulignons qu'à l'instar de l'espérance de vie en bonne santé, les nouveaux indicateurs viendront plutôt compléter, que remplacer, les indicateurs "classiques" de santé.



### BIBLIOGRAPHIE

- Ableson, J., Paddon, P. et Strohmenger, C., Perspectives sur la santé, nº 82-540F au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, février 1983, 117 p.
- Adams, O.B., Influence économique sur la santé des Canadiens. Analyse chronologique de taux canadiens de mortalité et de chômage, 1950-1977, nº 82-539F au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, 1981, 68 pages.
- Adams, O.B. et Lefebvre, L., La retraite et la mortalité. Examen de la mortalité chez un groupe de retraités canadiens, nº 83-521F au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, 1980, 33 p.
- Adams, O.B. et Nagnur, D.N., Mariage, divorce et mortalité: Analyse des tables de mortalité, 1975-1977, nº 84-536 hors série, Statistique Canada, Ottawa, mai 1981, 91 p.
- Andréani, E., "Des instruments pour la politique de la santé, les indicateurs sociaux", Économie et statistique, nºº 71 et 72, octobre et novembre 1975, pp. 41-47 et 37-51.
- Angus, D.E., Lefebvre, L. et Strohmenger, C., **Une analyse des dépenses hospitalières au Canada**, n° 83-522F au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, mars 1982, 66 p.
- Antonovsky, A., "Implications of Socio-economic Differentials in Mortality for the Health System", Population Bulletin of the United Nations, 13, 1980, pp. 42-52.
- Antonovsky, A., "Social Class, Life Expectancy, and Overall Mortality", Milbank Memorial Fund Quarterly, 45 (part I), 1967, pp. 31-73.
- Arriaga, E.E., "Measuring and Explaining the Change in Life Expectancies", Demography, 21, 1, février 1984, pp. 83-96.
- Aubenque, M., "Note sur les causes de décès indéterminées", Supplément trimestriel du bulletin de la statistique générale de la France (I.N.S.E.E.), janvier-mars 1948, pp. 1-8.
- Aubenque, M., "Note sur les causes de décès suivant l'état matrimonial", **Bulletin mensuel de statistique** (I.N.S.E.E.), supplément trimestriel deuxième partie, juillet-septembre 1955, pp. 66-75.
- Aubenque, M., "La statistique des causes de décès et la notion d'implication morbide", Études et conjonctures, 20, 3, mars 1965, pp. 91-97.
- Aubenque, M. et Damiani, P., "Espérance de vie à la naissance: différences suivant le sexe, évolution, limites", Santé Sécurité Sociale. Statistiques et commentaires, nº 1, janvier-février 1982, pp. 17-40.
- Aubenque, M. et Deruffe, L., "Remarques sur l'évolution de la mortalité par maladies du coeur", Études statistiques (I.N.S.E.E.), supplément trimestriel du bulletin mensuel de statistique, avril-juin 1962, pp. 135-151.
- Aubenque, M. et Deruffe, L., "Remarques sur les tendances récentes de certaines causes de décès", Études statistiques (I.N.S.E.E.), supplément trimestriel du bulletin mensuel de statistique, avril-juin 1959, pp. 185-198.
- Bakketeig, L.S. et Hoffman, H.J., "Perinatal Mortality by birth order within cohorts based on sibship size", British Medical Journal, 22 septembre 1979, pp. 693-696.
- Balinsky, W. et Berger, R., "A Review of the Research on General Health Status Indexes", Medical Care, 13, 4, 1975, pp. 283-293.
- Basavarajappa, K.G. et Lindsay, J., Variations de la mortalité au Canada, 1960-1962 et 1970-1972, nº 84-533 au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, 1976, 95 p.
- Beaujot, R. et McQuillan, K., Growth and Dualism. The Demographic Development of Canadian Society, Toronto, Gage Publishing, 1982, 249 p.
- Behm, H. et Vallin, J., "Mortality Differentials Among Human Groups", dans Preston, S.H. (Éd.), Biological and Social Aspects of Mortality and the Length of Life (U.I.E.S.P.) Liège, Ordina, 1982, pp. 11-37.
- Belloc, N.B., "Personal Behaviour Affecting Mortality", dans Preston, S.H. (Éd.), Biological and Social Aspects of Mortality and the Length of Life, (U.I.E.S.P.), Liège, Ordina, 1982, pp. 449-477.
- Belloc, N.B., "Relationship of Health Practices and Mortality", Preventive Medicine, 2, 1973, pp. 67-81.
- Belloc, N.B., Breslow, L. et Hochstim, J.R., "Measurement of Physical Health in a General Population Survey", American Journal of Epidemiology, 93, 1971, pp. 328-336.

- Ben-sira, Z., "The Structure and Dynamics of the Image of Diseases", Journal of Chronic Diseases, 30, 1977, pp. 831-842.
- Benjamin, B., Health and Vital Statistics, Londres, George Allen et Unwin, 1968.
- Berg, R.L., Health Status Indexes. Proceedings of a conference conducted by Health Services Research, Chicago, Hospital and Educational Trust, 1973.
- Berkman, P.B., "Measurement of Mental Health in a General Population Survey", Americal Journal of Epidemiology, 94, 1971, pp. 105-111.
- Bernard, J.-M., Analyse de la mortalité infantile et périnatale au Québec, 1965-1974, Ministère des Affaires Sociales, Gouvernement du Québec, septembre 1978, 43 p.
- Bjarnason, O., Day, N., Snaedal, G. et Tulinius, H., "The effect of year of birth on the age-incidence curve in Iceland" International Journal of Cancer, 13, 1974, pp. 689-696.
- Billette, A., "Les inégalités sociales de mortalité au Québec", Recherches sociographiques, 18, 1, janvier-avril 1977, pp. 415-430.
- Billette, A., et Hill, G.B., "Risque relatif de mortalité masculine et les classes sociales au Canada, 1974", L'Union Médicale, Tome 107, 6, juin 1978, pp. 1-8.
- Biraben, J.-N., "Morbidity and the Major Processes Culminating in Death", dans Preston, S.H. (Éd.), Biological and Social Aspects of Mortality and the Length of Life (U.I.E.S.P.), Liège, Ordina, 1982, pp. 385-392.
- Black, Sir Douglas, Inequalities in Health: Report of a Research Working Group, Londres, Department of Health and Social Services, 1980, 417 p.
- Blanchet, M., "Visages de la malnutrition au Canada", Le Médecin du Québec, février 1977, pp. 107-118.
- Blanchet, M. et Levasseur M., "Périnatalité: bilan et prospective", Carrefour des affaires sociales, vol. 2, édition spéciale, septembre 1980, pp. 10-28.
- Blanchet-Patry, M., Indices de l'état de santé de la population du Québec (Commission d'enquête sur la santé et le bien-être social, annexe 3), Québec, Éditeur officiel du Québec, 1970.
- Boidein, G., "Étude sur la morbidité d'un groupe restreint et homogène", Cahiers de sociologie et de démographie médicales, janvier-mars 1966, pp. 69-72.
- Bonnevie, P., "The Concept of Health, A Sociomedical Approach", Scandinavian Journal of Social Medicine, 1, 2, 1973, pp. 41-43.
- Bosquet, P., "Estimation du niveau sanitaire de la population", Cahiers de sociologie et de démographie médicales, janvier-mars 1966, pp. 60-65.
- Boulet, J.A. et Grenier, G., Health Expenditures in Canada and the Impact of Demographic Changes on Future Government Health Insurance Program Expenditures, Discussion Paper No. 123, Economic Council of Canada, Ottawa, 1978, 98 p.
- Bourbeau, R. et Légaré, J., "Améliorations des chances de survie et diminution de la sélection naturelle: effets conjoints de ces deux phénomènes sur l'allongement de la vie humaine", dans Bideau, A., Garden, M., Goubert, J.P. et Imhof, A.E. (éds), Le vieillissement: implications et conséquences de l'allongement de la vie humaine depuis le XVIIIe siècle, Lyon, Presses universitaires de Lyon, 1982, pp. 27-35.
- Bourbeau, R. et Légaré, J., Évolution de la mortalité au Canada et au Québec, 1831-1931. Essai de mesure par génération, (Collection "Démographie canadienne", nº 6), Montréal, Les Presses de l'Université de Montréal, 1982, 140 p.
- Bourgeois-Pichat, J., "An Analysis of Infant Mortality", Population Bulletin (New York, Nations Unies) no 2, octobre 1952, pp. 1-14.
- Bourgeois-Pichat, J., "Discours d'ouverture (Actes de la société de démographie médicale/Papers of the Society of Medical Demography. Journée d'étude du 11 décembre 1965: l'estimation des besoins médicaux)", Cahiers de sociologie et de démographie médicales, janvier-mars 1966, pp. 57-59.
- Bourgeois-Pichat, J., "Essai sur la mortalité biologique de l'homme", Population, 1952, 3, pp. 351-394.
- Bourgeois-Pichat, J., "Future Outlook for Mortality Decline in the World". Population Bulletin of the United Nations, no 11, 1978, pp. 12 41.

- Bourgeois-Pichat, J., "La mesure de la mortalité infantile. II: les causes de décès", Population, 3, 1951, pp. 381-394.
- Brahimi, M., "La mortalité des étrangers en France", Population, 35, 3, mai-juin 1980, pp. 603-622.
- Brass, W., "Notes sur les modèles empiriques de mortalité", Bulletin démographique des Nations Unies, nº 9, 1977, pp. 38-42.
- Breslow, L., "A Quantitative Approach to the World Health Organization Definition of Health Physical, Mental and Social Well-being", International Journal of Epidemiology, 1, 4, 1972, pp. 347-355.
- Brotherston, J.H.F. et Forwell, G.D., "Planning of Health Services and the Health Team", dans Hobson, W., The Theory and Practice of Public Health, (3° éd.), Oxford University Press, Londres, 1969, pp. 397-417.
- Brouard, N., Meslé, F. et Vallin, J., "L'influence des politiques sociales et de santé sur l'évolution future de la mortalité" (Notes et documents), **Population**, 38, 6, novembre-décembre 1983, pp. 1067-1076.
- Brusegard, D.A., "What Should Social Indicators Indicate?" Proceedings of the American Statistical Association, 1978.
- Cabanel, G.-P., Stephan, J.C. et Taib, A., Pour une meilleure connaissance de l'état sanitaire des Français, Rapport au premier ministre, Paris, La Documentation française, 1981.
- Caldwell, J. et McDonald, P., "Influence of Maternal Education on Infant and Child Mortality: Levels and Causes", Health Policy and Education (Amsterdam), 2, 1982, pp. 251-267.
- Calot, G. et Léry, A., "La baisse de la mortalité se ralentit depuis 10 ans", Économie et statistique, nº 39, novembre 1972, pp. 3-16.
- Campbell, H., "Mortalité par cancer en Europe: structures et tendances pour des localisations déterminées 1955 à 1974", Rapport trimestriel de statistiques sanitaires mondiales, 33, 4, 1980, pp. 241-280.
- Campbell, H., Chiang, R. et Hansluwka, H., "Mortalité par cancer en Europe: structures et tendances 1955 à 1974", Rapport trimestriel de statistiques sanitaires mondiales, 33, 3, 1980, pp. 152-184.
- Canada. Santé et Bien-être social Canada, Rapport gouvernemental canadien sur le vieillissement, nº H21-89/1982F au catalogue, Approvisionnements et Services Canada, Ottawa, 1982, 198 p.
- Canada. Santé et Bien-être social Canada, L'examen médical périodique, Approvisionnements et Services Canada, Ottawa, 1980.
- Canada. Santé et Bien-être social Canada, "Registres des maladies", Maladies chroniques au Canada, 2, 4, mars 1982, pp. 45-56.
- Canada, Santé et Bien-être social Canada, Le tabac et la santé au Canada (Notes de recherche de la planification à long terme), Ottawa, 1977.
- Canada. Santé et Bien-être social Canada, Tendances de l'incidence du cancer, Saskatchewan, 1950-1975, Ottawa,
- Canada, Santé et Bien-être social Canada et Statistique Canada, Répartition géographique de la mortalité au Canada, (2 volumes), Approvisionnements et Services Canada, Hull, 1980.
- Canada, Santé et Bien-être social Canada et Statistique Canada, La santé des Canadiens: Rapport de l'Enquête Santé Canada, nº 82-538F au catalogue, Approvisionnements et Services Canada, Ottawa, 1981, 243 p.
- Cantrelle, P., "Inégalités face à la mort", dans Conférence sur la science au service de la vie, 1979. Vienne. La science de la population au service de l'homme, Liège, U.I.E.S.P., 1979, pp. 81-93.
- Chapalain, M.-T., "La construction d'indicateurs nouveaux de santé", Cahiers de sociologie et de démographie médicales, XV, 2, 1975, pp. 69-73.
- Charbonneau, H., Vie et mort de nos ancêtres. Étude démographique (Collection "Démographie canadienne", nº 3), Montréal, Les Presses de l'Université de Montréal, 1975, 267 p.
- Chen, M.K., "A Comprehensive Population Health Index Based on Mortality and Disability Data", Social Indicators Research, 3, 1976, pp. 257-271.
- Chen, M.K., "The Gross National Health Product: A Proposed Population Health Index", Public Health Reports, 94, 2, mars-avril 1979, pp. 119-123.
- Chen, M.K. et Bryant, B.E., "The measurement of Health: A Critical and Selective Overview", International Journal of Epidemiology, 4, 4, 1975, pp. 257-264.

- Chiang, C.L., The Life Table and Its Applications, Melbourne (Florida), Krieger Publishing Co., 1983, 316 p.
- Coale, A.J., "How a Population Ages or Grows Younger", in R. Freedman (Éd.), Population: the Vital Revolution, Garden City, Doubleday, Anchor Books, 1964, pp. 47-58.
- Coale, A.J., Demeny, P. et Vaughan, B., Regional Model Life Tables and Stable Populations (2° édition), New York, Academic Press, 1983, viii + 496 p.
- Collishaw, N.E., "Décès attribuables au tabagisme au Canada en 1979", Maladies chroniques au Canada, 3, 1, juin 1982, pp. 1-5.
- Collishaw, N.E., La fécondité au Canada, nº 99-706 au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, mai 1976, 69 p.
- Collishaw, N. E., "Incapacité attribuable à l'usage du tabac au Canada, 1978-1979", Maladies chroniques au Canada, 3, 3, décembre 1982, pp. 63-69.
- Colvez, A., Quatre documents sur l'introduction de nouveaux indicateurs de santé pour la planification, Québec, Service des études épidémiologiques, Ministère des affaires sociales, 1979.
- Colvez, A. et Blanchet, M., "Disability Trends in the United States Population 1966-1976: Analysis of Reported Causes", American Journal of Public Health, 71, 5, mai 1981, pp. 464-471.
- Colvez, A. et Blanchet, M., "Potential Gains in Life Expectancy Free of Disability: A Tool for Health Planning", International Journal of Epidemiology, 12, 2, juin 1983, pp. 224-229.
- Colvez, A. et Robine, J.W., "L'espérance de vie sans incapacité à 65 ans: outil d'évaluation en santé publique", Communication présentée au 7° Colloque national de démographie sur les âges de la vie, Strasbourg, mai 1982.
- Commissariat Général du plan français, "La maîtrise des dépenses de santé", dans Rapport de la Commission Protection sociale et famille (préparation du VIIIº plan, 1981-1985), Paris, la Documentation française, 1980, pp. 39-100.
- Comstock, G.W. et Tonascia, J.A., "Education and Mortality in Washington County, Maryland", Journal of Health and Social Behavior, 18, 1977, pp. 54-61.
- Conseil des affaires sociales et de la famille. Objectif: santé. Rapport du comité d'étude sur la promotion de la santé. Québec, Éditeur officiel du Québec, 1984, 217 p.
- Cox, P. et Scott, W., "Changing Mortality and Its Effects on Population Projections", Population Trends, 8, pp. 14-17.
- Cox, P.R. et Ford, J.R., "The Mortality of Widows Shortly after Widowhood", in Ford, T.R. et De Jong, G.F. (Éds.), Social Demography, Englewood Cliffs, N.J., Prentice-Hall, 1970, pp. 177-179.
- Crimmins, E.M., "The Changing Pattern of American Mortality Decline, 1940-1977 and Its Implications for the Future", **Population and Development Review**, 7, 2, juin 1981, pp. 229-254.
- Culyer, A.J. (Éd.), Health Indicators (An International Study for the European Science Foundation), Oxford, Martin Robertson, 1983, 223 p.
- Culyer, A.J., Measuring Health: Lessons for Ontario (Ontario Economic Council Research Studies No. 14), Toronto, University of Toronto Press, 1978, 189 p.
- Culyer, A.J., Lavers, R.J. et Williams, A., "Social Indicators: Health", Social Trends, 2, 1971, pp. 31-42.
- Dab, W., Goldberg, M., Thebaud, A. et Gremy, F., "Un outil multicritère d'analyse des indicateurs d'état de santé d'une population. Application à l'élaboration d'une typologie de l'utilisation des indicateurs de santé", Revue d'Épidémiologie et de santé publique, 30, 1982, pp. 325-342.
- D'Agostino, R.B., "Social Indicators: a Statistician View", Social Indicators Research, 1975, pp. 459-484.
- Damiani, P., "Contribution à la mesure du niveau de santé: définition d'un indicateur lié aux facteurs sanitaires", International Statistical Review, 42, 1, 1974, pp. 29-37.
- Damiani, P., "La mesure du niveau de santé", Journal de la Société de Statistique de Paris, 2, 1973, pp. 130-144.
- Damiani, P., "Méthodes de calcul d'une table de mortalité non accidentelle", Bulletin trimestriel de l'Institut des actuaires français, 87, 204, mars 1976, pp. 29-52.
- Damiani, P., "Un aspect de la morbidité étudié à partir de la statistique des causes de décès", Études et conjonctures, 22, 6, juin 1967, p. 131.

- Damiani, P., Massé, H. et Aubenque, M., "Évaluation de la morbidité à partir de la mortalité", Journal de la Société de Statistique de Paris, 123, 1, 1982, pp. 58-74.
- Dawber, T.R., The Framingham Study: the Epidemiology of Atherosclerotic Disease, Cambridge, Mass., Harvard University Press, 1980, 257 p.
- Delors, J., Contributions à une recherche sur les indicateurs sociaux, (Futuribles) Paris, Sédéis, 1971.
- Depoid, F., "La mortalité des grands vieillards", Population, 28, 4-5, juillet-octobre 1973, pp. 755 792.
- Depoid, P., Reproduction nette en Europe depuis l'origine des statistiques de l'état civil (Études démographiques, n° 1), Paris, Direction de la statistique générale de la France, 1941, 42 p.
- Desjardins, B. et Légaré, J., "Le vieillissement de la population du Québec: faits, causes et conséquences", Critère, 16, hiver 1977, pp. 143-169.
- Desplanques, G., "L'inégalité sociale devant la mort", Économie et statistique, nº 162, janvier 1984, pp. 29-50.
- Desplanques, G., La mortalité des adultes suivant le milieu social, (Les collections de l'I.N.S.E.E., nº 44D), Paris, 1977, 148 pages.
- Devesa, S.S., "Reliability of Reported Death Rates and Incidence Rates", Preventive Medicine, 9, 5, septembre 1980, pp. 589-600.
- Dillard, S., Durée ou qualité de la vie? (Collection "La santé des Québécois"), Québec, Conseil des affaires sociales et de la famille, 1983, 70 p.
- Dingle, J. H., "The Illnesses of Man", dans Life and Death and Medicine, (Scientific American Book), San Francisco, Freeman, 1973, pp. 49-56.
- Duchène, J. et Wunsch, G., Population-type optimale et composante principale, (Document de travail nº 87), Département de démographie, Université catholique de Louvain, 1980, 8 p.
- Duchesne, L. et Lavoie, Y., "Les tables de mortalité canadienne et québécoise", Population et Famille, 2, 1975, pp. 107-125.
- Dufour, D. et Péron Y., Vingt ans de mortalité au Québec. Les causes de décès 1951-1971, (Collection "Démographie canadienne", n° 4), Montréal, Les Presses de l'Université de Montréal, 1979, 204 p.
- Dumas, J., "La mortalité", dans Lachapelle, R. et Henripin, J., La situation démolinguistique au Canada: évolution passée et prospective, Montréal, L'Institut de recherches politiques, 1980, pp. 89-98.
- Dumas, J., La mortalité au Canada. La perspective des années 80 (Série "La Conjoncture démographique"), Statistique Canada, Ottawa, à paraître.
- Dumas, J., Rapport sur l'état de la population du Canada 1983 (Série "La Conjoncture démographique"), nº 91-209F au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, octobre 1984, 129 p.
- Dumas, J., Soixante ans de nuptialité (Série "La Conjoncture démographique"), Statistique Canada, Ottawa, à paraître,
- Dwyer, T. et Hetzel, B.S., "A Comparison of Trends of Coronary Heart Disease Mortality in Australia, U.S.A. and England and Wales, with Reference to 3 Major Risk Factors: Hypertension, Cigarette Smoking and Diet", International Journal of Epidemiology, 9, 1, 1980, pp. 65-71.
- Elinson, J., "Socio-medical Health Indicators", International Journal of Health Services, 6, 3, 1976, pp. 377 538.
- Elinson, J., "Toward Socio-medical Health Indicators", Social Indicators Research, 1, 1974, pp. 59-71.
- Fabia, J., "Cigarettes durant la grossesse, poids de naissance et mortalité périnatale", Canadian Medical Association Journal, vol. 109, 1er décembre 1973, pp. 1104-1109.
- Fanshel, S., "A Meaningful Measure of Health for Epidemiology", International Journal of Epidemiology, 1, 4, 1972, pp. 319-337.
- Febvay, M. et Aubenque, L., "La mortalité par catégorie socio-professionnelle", Études statistiques (I.N.S.E.E.), 39, juillet-septembre 1957.
- Fejfar, Z., "La prévention des maladies cardio-vasculaires", La santé publique en Europe, (nº 2 spécial sur les maladies chroniques), O.M.S., Genève, 1973, pp. 11-50.
- Festy, P., "Canada, United States, Australia and New-Zealand: Nuptiality Trends", Population Studies, XXVII(3) novembre 1973, pp. 479-492.

- Fingerhut, L.A., Wilson, R.W. et Feldman, J.J., "Health and Disease in the United States", Annual Review of Public Health, 1, 1980, pp. 1-36.
- Fletcher, S. et Stone, L.O., Les modes d'habitation des femmes âgées au Canada, nº 86-503 au catalogue, Ottawa, Statistique Canada, avril 1982.
- Foster, F.H., "Tendances de la mortalité périnatale", Rapport trimestriel de statistiques sanitaires mondiales, vol. 34, 3, 1981, pp. 138-146.
- Fox, A.J., "Low Mortality Rates in Industrial cohort Studies Due to Selection for Work and Survival in the Industry", British Journal of Preventive and Social Medicine, décembre 1976.
- Fox, J., "Occupational Mortality 1970-1972", Population Trends, 9, 1977, pp. 8-15.
- Fox, J. et Goldblatt, P., "Socio-demographic Differences in Mortality", Population Trends, 27, 1982, pp. 8-13.
- French, F.E. et Bierman, J.M., "Probability of Fetal Mortality", Public Health Reports, 27, 1962, pp. 835-847.
- Fries, J.F., "Aging, Natural Death, and the Compression of Morbidity", The New England Journal of Medicine, vol. 303, 3, 17 juillet 1980, pp. 130-135.
- Gadreau, M., Une mesure de la santé (Collection de l'Institut de Mathématiques économiques, nº 17), Paris, Éditions Sirey, 1978.
- Garros, B. et Bouvier, M.H., "Excès de la surmortalité masculine en France et causes médicales de décès", Population, 33, 6, 1978, pp. 1095-1114.
- Gillum, R. et Blackburn, H., "The Recent Decrease in Cardiovascular Mortality in the U.S.A.: Hard Facts and Soft Interpretations", Revue d'épidémiologie et de santé publique, 26, 6, 1978, pp. 435-439.
- Goldberg, M., Dab, W., Chaperon, J. et coll., "Indicateurs de santé et 'sanométrie': les aspects conceptuels des recherches récentes sur la mesure de l'état de santé d'une population", Revue d'épidémiologie et de santé publique, vol. 27, nos 1 et 2, 1979, pp. 51-68 et 133-152.
- Goldsmith, S.B., "A Reevaluation of Health Status Indicators", Health Services Reports, 88, 10, décembre 1973, pp. 937-941.
- Goldsmith, S.B., "The Status of Health Status Indicators", Health Services Reports, 87, 3, 1972, pp. 212-220.
- Graunt, J., Natural and Political Observations Made upon the Bills of Mortality, Londres, 1662.
- Gray, A.M., "Inequalities in Health: The Black Report: a Summary and Comment", International Journal of Health Services, vol. 12, 3, 1982, pp. 349-380.
- Grogono, A.W., "Measurement of Ill Health: A Comment", International Journal of Epidemiology, 2, 1, 1973, pp. 5-6.
- Grogono, A.W. et Woodgate, D.J., "Index for Measuring Health", The Lancet, 11, 1971, pp. 1024-1026.
- Grosse, R.N., "Interrelation Between Health and Population: Observations Derived from Field Experiences", Social Science and Medicine, 14C, 2, juin 1980, pp. 99-120.
- Grundy, P.F., "A Rational Approach to the 'At Risk' Concept", The Lancet, 2, 29 décembre 1973, p. 1489.
- Guillot, C., Mizrahi, A. et Rosch, G., "La morbidité d'une population et ses relations avec le recours aux soins médicaux", Revue d'épidémiologie, médecine sociale et santé publique, 19, 4, 1971, pp. 311-351.
- Halley, E., "An Estimate of the Degrees of the Mortality of Mankind", Philosophical Transactions, 17, 1693, pp. 596-610.
- Hansluwka, H., "Cancer: mortalité en Europe pendant la période 1970-1974", Rapport trimestriel de statistiques sanitaires mondiales, 31, 1978, pp. 159-194.
- Harrison, B., Guide de l'utilisateur des données du recensement de 1976 sur les ménages et les familles (Document de travail nº 1, Série du logement et des familles), Ottawa, Statistique Canada, 1979, 60 p.
- Harrison, B., Vivre seul au Canada: Perspectives démographiques et économiques, 1951-1976, nº 98-811 au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, juin 1981, 67 p.
- Hellier, J., "Perinatal Mortality, 1950 and 1973", Population Trends, 10, hiver 1973.
- Hémery, S. et Gérard, M.C., "Mortalité infantile en France selon le milieu social", dans les actes du Congrès international de la population (Liège, 1973), Liège, U.I.E.S.P., pp. 171-184.

- Hemminki, E., Hemminki, K., Hakulinen, T. et Hakama, M., "Increase in Years of Life after Eliminating Causes of Death: Significance for Health Priorities", Scandinavian Journal of Social Medicine, 4, 1976, pp. 1-6.
- Henderson, D.W., Les indicateurs sociaux: exposé analytique et cadre de recherche, Conseil économique du Canada, Ottawa, 1974.
- Henripin, J., "L'inégalité sociale devant la mort: la mortinatalité et la mortalité infantile à Montréal". Recherches sociographiques, II, 1, janvier-mars 1961, pp. 3-34.
- Henripin, J., La mortalité infantile au Canada de 1956 à 1972, document nº 23, Conseil économique du Canada, Ottawa, février 1975, 68 p.
- Henripin, J., Tendances et facteurs de la fécondité au Canada, Statistique Canada, Ottawa, 1968, 425 p.
- Henripin, J., Huot, P.-M., Lapierre-Adamcyk, E. et Marcil-Gratton, N., Les Enfants qu'on n'a plus au Québec (Collection "Démographie canadienne, n° 5), Montréal, Les Presses de l'Université de Montréal, 1981, 410 p.
- Henry, L., Démographie. Analyse et modèles, Paris, Larousse, 1972, 341 p.
- Henry, L., Dictionnaire démographique multilingue, (volume français, 2º édition), Liège, Éditions Ordina, 1981, 179 p.
- Henry, L., On the Measurement of Human Fertility (Translated and Edited by M.C. Sheps and E. Lapierre-Adamcyk), New York, Elsevier, 1972.
- Hersch, L., "De la démographie actuelle à la démographie potentielle", Genève, Librairie de l'Université, 1944, pp. 55-129.
- Hobcraft, J., Menken, J. et Preston, S., "Age, Period and Cohort Effects in Demography: a Review", Population Index, 48, 1, printemps 1982, pp. 4-43.
- Hoem, J.M., "Demographic Incidence Rates", Theoretical Population Biology, 14, 3, décembre 1978, pp. 329-337.
- Höhn, C., "Les différences internationales de mortalité infantile: illusion ou réalité?" Population, 36, 4-5, juillet-octobre 1981, pp. 791-815.
- Hollingsworth, T.H., "The Demography of the British Peerage", Population Studies, vol. 18, 2, Supplément, novembre 1964, 108 p.
- Horiuchi, S, et Coale, A.J., "A Simple Equation for Estimating the Expectation of Life at Old Ages", **Population Studies**, XXXVI, 2, juillet 1982, pp. 317-326.
- Ipsen, J., "Epidemiology and Planning", International Journal of Health Services, 1, 1971, pp. 149-153.
- Jarrett, R.J., Shipley, M.J. et Rose, G., "Weight and Mortality in the Whitehall Study", British Medical Journal, 285(6341), 21 août 1982, pp. 535-537.
- Jazairi, N.T., Différentes approches pour l'élaboration d'indicateurs de santé, (Programme d'élaboration des indicateurs sociaux de l'O.C.D.E., études spéciales 2), Paris, O.C.D.E., 1976.
- Jenicek, M., Introduction a l'épidémiologie, St. Hyacinthe, Edisem et Paris, Maloine, 1976, 400 p.
- Johnston, D.F., Types principaux de désagrégation des indicateurs sociaux de base, (Programme d'élaboration des indicateurs sociaux de l'O.C.D.E., études speciales n° 4), Paris, O.C.D.E., 1977.
- Jones, M.B., "Health Status Indexes: The Trade-off Between Quantity and Quality of Life", Socio-Economic Planning Sciences, 11, 6, 1977, pp. 301-305.
- Junge, B. et Hoffmeister, H., "Civilization Associated Diseases in Europe and Industrial Countries Outside of Europe: Regional Differences and Trends in Mortality", Preventive Medicine, 11, 2, mars 1982, pp. 117-130.
- Keyfitz, N. et Littman, G., "Mortality in a Heterogeneous Population", Population Studies, 33, 2, juillet 1979, pp. 333-342.
- Kisch, A.I. et Sola, S.F. de, Algorithms for Health Planners. Vol. 5: Preventable Death and Disease, Santa Monica, Rand, 1977.
- Kitagawa, E.M., "Components of a Difference Between Two Rates", American Statistical Association Journal, décembre 1955, pp. 1168-1194.
- Klein-Beaupain, T. et Lefevere, G., Les indicateurs sociaux de santé. Une approche pour la Belgique, Bruxelles, Éditions de l'Université de Bruxelles, 1974, 223 p.

- Kleinman, J.C., Feldman, J.J. et Monk, M.A., "The Effects of Changes in Smoking Habits on Coronary Heart Disease Mortality", American Journal of Public Health, 69, 8, août 1979, pp. 795-802.
- Kornitzer, M., Baker, G. de, Dramaix, M. et Thilly, C., "Regional Differences in Risk Factor Distributions, Food Habits and Coronary Heart Disease Mortality and Morbidity in Belgium", International Journal of Epidemiology, 8, 1, 1979, pp. 23-31.
- Kotin, P., "Role of Migrant Populations in Studies of Environmental Effects", Journal of Chronic Diseases, vol. 23, 1970, pp. 293-304.
- Lalonde, M., Nouvelle perspective de la santé des Canadiens, Santé et Bien-être social Canada, Ottawa, 1974, 82 p.
- Lance, J.-M. et Romeder, J.-M., "La fraction de la mortalité routière attribuable à l'alcool", Canadian Journal of Public Health, 70, septembre-octobre 1979, pp. 310-316.
- Lantoine, C. et Pressat, R., "Nouveaux aspects de la mortalité infantile", Population, 39, 2, mars-avril 1984, pp. 253-264.
- Lapierre-Adamcyk, É. et Péron, Y., "Familles et enfants au Québec: la toile de fond démographique", Santé mentale au Québec, vol. VIII, 2, novembre 1983, pp. 27-42.
- Last, J.(Éd.), A Dictionary of Epidemiology, Toronto, Oxford University Press, 1983, 114 p.
- Lave, J. et L., et Leindhardt, S.,"Modeling the Delivery of Medical Services", dans Perlman, M., (Éd.), dans Economics of Health and Medical Care, Londres, Macmillan, 1974.
- Lavoie, Y. et Strohmenger, C., "Childlessness in Canada: Level and Trends", communication présentée à la 110° réunion annuelle de l'American Public Health Association, Montréal, 14-18 novembre 1982.
- Leacy, F.H., (Éd.), Statistiques historiques du Canada (2º édition), nº 11-516F au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, 1984.
- Le Bras, H., "La mortalité actuelle en Europe. II: classements et classifications," Population, 30, 3, mai-juin 1975, pp. 479-508.
- Le Bras, H., "La vraie nature du taux de natalité", Population, 34, 1, janvier-février 1979, pp. 91-107.
- Le Bras, H. et Artzrouni, M., "Interférence, indifférence et indépendance", Population, 35, 6, novembre-décembre 1980, pp. 1123-1144.
- Leclerc, A., Aiach, P., Philippe, A., et coll., "Morbidité, mortalité et classe sociale. Revue bibliographique portant sur divers aspects de la pathologie, et discussion", Revue d'épidémiologie et de santé publique, 27, 1979, pp. 331-358.
- Leclerc, A., Lert, F. et Goldberg, M., "Les inégalités devant la mort en Grande-Bretagne et en France", Social Science and Medicine, 19, 5, 1984, pp. 479-487.
- Ledermann, S., Nouvelles tables-types de mortalité (Cahier de "Travaux et documents" de l'I.N.E.D., nº 53), Paris, P.U.F., 1969, xxi + 261 p.
- Lee, K.-S., et al., "Neonatal Mortality: An Analysis of the Recent Improvement in the United States", American Journal of Public Health, vol. 70, 1, janvier 1980, pp. 15-21.
- Lee K.-S., Gartner L.M., et al., "Recent Trends in Neonatal Mortality: The Canadian Experience", Canadian Medical Association Journal, vol. 126, 15 février 1982, pp. 373-376.
- Lee, K.-S., et al., "The very low-birth-weight rate: Principal predictor of neonatal mortality in industrialized populations", Journal of Pediatrics, 97, 5, novembre 1980, pp. 759-764.
- Leeson, G.W., "The Elderly in Denmark in 1980: Consequences of a Mortality Decline", European Demographic Information Bulletin, XII, 3, 1981, pp. 69-80.
- Leete, R. et Fox, J., "Registrar General's Social Classes: Origins and Uses", Population Trends, 9, 1977, pp. 1-7.
- Lefebvre, A., "Nombre de médecins et espérance de vie", Population, 31, 6, novembre-décembre 1976, pp. 1289-1297.
- Lefebvre, L.A., Zsigmond, Z. et Devereaux, M.S., Hôpitaux: Horizon 2031. Les effets du mouvement de la population sur les besoins en soins hospitaliers, nº 83-520F au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, 1979, 92 p.
- Légaré, J., "Demographic Highlights on Fertility Decline in Canadian Marriage Cohorts", Revue canadienne de Sociologie et d'Anthropologie, 11, 4, 1974, pp. 287-307.

- Léridon, H., Aspects biométriques de la fécondité humaine ("Travaux et Documents" de l'INED, Cahier nº 65), Paris, P.U.F., 1973, 184 p.
- Letourmy, A., Les indicateurs de santé et la logique de fonctionnement du système médical, Paris, CEREBE, 1978.
- Letourmy, A., "Intérêt et limites des indicateurs de santé en matière de planification", Cahiers de sociologie et démographie médicales, XVII, 2, 1977, pp. 66-72.
- Levasseur, M., Des problèmes prioritaires. La maladie selon les âges de la vie (Collection "La santé des Québécois"), Québec, Conseil des affaires sociales et de la famille, 1983, 109 p.
- Lévy, C., "La mortalité par accident des enfants et des adolescents dans huit pays développés". Population, 35, 2, avril 1980, pp. 291-319.
- Lévy, É., "À la recherche d'indicateurs de santé", Revue internationale des sciences sociales, 29, 3, 1977, pp. 490-500.
- Lévy, É., Bungener, M., Fagnani, F. et Duménil, G., Le coût social du tabac, Paris, Dunod, 1977, 209 p.
- Lévy, É., Bungener, M., Duménil, G. et Fagnani, F., Économie du système de santé, Paris, Dunod, 1975, 354 p.
- Lévy, É., Bungener, M., Duménil, G. et Fagnani, F., Évaluer le coût de la maladie, Paris, Dunod et Bordas, 1977.
- Lévy, É., Bungener, M., Duménil, G. et Fagnani, F., Indicateurs de santé et analyse du système français (Rapport au Commissariat général du plan), Paris, 1973, 458 p.
- Lilienfeld, A.M., Foundations of Epidemiology (2º édition), New York, Oxford University Press, 1980, 375 p.
- Macfarlane, A. et Mugford, M., Birth Counts. Statistics of Pregnancy and Childbirth, Londres, HMSO, 1984, 345 p.
- Madden, T.A., Turner, I.R. et Eckenfels, E.J., The Health Almanac, New York, Raven Press, 1982, 355 p.
- Madigan, F.C., "Are Sex Mortality Differentials Biologically Caused?", Milbank Memorial Fund Quarterly, 35, 2, avril 1957, pp. 202-223.
- Magaud, J. et Henry, L., "Le rang de naissance dans les phénomènes démographiques", Population, 5, 1968, pp. 879-920.
- Mahler, H., "La santé et la démographie", Pour la science (édition française de "Scientific American"), novembre 1980.
- Maison, D., "Ruptures d'union par décès ou divorce", Population, 29, 2, mars-avril 1974, pp. 249-261.
- Manton, K.G., "Changing Concepts of Morbidity and Mortality in the Elderly Population", Health and Society (M.M.F.Q.), 60, 2, printemps 1982.
- Manton, K.G., Patrick, C.H. et Stallard, E., "Population Impact of Mortality Reduction: The Effects of Elimination of Major Causes of Death on the Saved Population", International Journal of Epidemiology, 9, 2, 1980, pp. 111-120.
- Manton, K.G. et Stallard, E., "Temporal Trends in U.S. Multiple Cause of Death Mortality Data: 1968 to 1977", Demography, 19, 4, novembre 1982, pp. 527-548.
- Manton, K.G. et Stallard, E., "The Use of Mortality Time Series Data to Produce Hypothetical Morbidity Distributions and Project Mortality Trends", **Demography**, 19, 2, mai 1982, pp. 223-240.
- Manton, K.G., Stallard, E. et Vaupel, J.W., "Methods for Comparing the Mortality Experience of Heterogeneous Populations", Demography, 18, 3, août 1981, pp. 389-410.
- Marmot, M.G., Adelstein, A.M., Robinson, N., et coll., "Changing Social-Class Distribution of Heart Disease", British Medical Journal, 21 octobre 1978, pp. 1109-1112.
- Marmot, M.G., Booth, M. et Beral, V., "Changes in Heart Disease Mortality in England and Wales and Other Countries", Health Trends, 13, 1981, pp. 33-38.
- McDowall, M., "Long Term Trends in Seasonal Mortality", Population Trends, 26, hiver 1981, pp. 16-19.
- McWhinnie, J.R., **Mesure de l'incapacité** (Programme d'élaboration des indicateurs sociaux de l'O.C.D.E., études spéciales, nº 5), Paris, O.C.D.E., 1982, pp. 9-52.
- McWhinnie, J.R., Ouellet, B.L. et Cudmore, J.S., L'évolution des années potentielles de vie perdues (Notes de recherche de la planification à long terme), Santé et Bien-ètre social Canada, Ottawa, 1978.
- McWhinnie, J., Ouellet, B. et Lance, J.-M., Indicateurs du domaine de la santé. Canada et provinces, Santé et Bien-ètre social Canada, Ottawa, décembre 1976, 98 p.

- Meirik, O., Smedby, B. et Ericson, A., "Impact of Changing Age and Parity Distributions of Mothers on Perinatal Mortality in Sweden, 1953-1975", International Journal of Epidemiology, 8, 4, décembre 1979, pp. 361-364.
- Metropolitan Life Insurance, "Long Term Cancer Survival Among Men", Statistical Bulletin, 62, 1, janvier-mars 1981, pp. 11-13.
- Metropolitan Life Insurance, "Occupational Mortality in England and Wales", Statistical Bulletin, 63, 2, avril-juin 1982, pp. 10-12.
- Metropolitan Life Insurance, "Standardized Mortality Rates", Statistical Bulletin, 62, 2, 1981, pp. 5-14.
- Meyer, M., Jonas, B. et Tonascia, J., "Perinatal Events Associated with Maternal Smoking during Pregnancy", American Journal of Epidemiology, vol. 103, 5, 1976, pp. 464-476.
- Millar, W.J., "Sex Differentials in Mortality by Income Level in Urban Canada", Canadian Journal of Public Health, vol. 74, 5, septembre-octobre 1983, pp. 329-334.
- Millar, W.J., L'usage du tabac chez les Canadiens en 1981, Santé et Bien-être social Canada, Ottawa, 1983, 78 p.
- Miller, G.H. et Gerstein, D.R., "The Life Expectancy of Non-Smoking Men and Women", Public Health Reports, vol. 98, 4, juillet-août 1983, pp. 343-349.
- Miller, J.E., "Guidelines for Selecting a Health Status Index: Suggested Criteria", dans Berg, R.L. (éd.), Health Status Indexes, Chicago, Hospital Research and Educational Trust, 1973, pp. 243-252.
- Mizrahi, A. et A., Les indicateurs synthétiques de santé au niveau individuel, Paris, CREDOC, 1981, 14 p.
- Mizrahi, A. et A., Trois approches nosologique, fonctionnelle et socio-économique de l'état de santé (des personnes âgées vivant en institution), Paris, CREDOC, 1980.
- Monnier, J., Deschamps, J.P., et coll., Santé publique. Santé de la communauté, Villeurbanne, Simep, 1980, 444 p.
- Morin, J.-J. et Tremblay, D., "Choix de priorités sanitaires: utilité des taux standardisés de mortalité", Cahiers québécois de démographie, 10, 3, décembre 1981, pp. 467-472.
- Moriyama, J.M., "Problems in the Measurement of Health Status", dans Sheldon, E.B. et Moore, W.E. (éds.), Indicators of Social Change, New York, Russel Sage Foundation, 1968.
- Mossey, J.M. et Shapiro, E., "Self-Rated Health a Predictor of Mortality Among The Elderly", American Journal of Public Health, 72, 8, août 1982, pp. 800-808.
- Muir, C.S. et Péron, Y., "The Etiology of Cancer: Special Demographic Situations", Seminars in Oncology, 3, 1, mars 1976, pp. 35-47.
- Murnaghan, J.H., "Health Indicators and Information Systems for the Year 2000", Annual Review of Public Health, 2, 1981, pp. 299-361.
- Nations Unies, Département des affaires économiques et sociales. Bureau de la statistique. Indicateurs sociaux: guide préliminaire et séries illustratives (Études statistiques, Série M, nº 63), New York, O.N.U., 1978.
- Nations Unies, Department of International Economic and Social Affairs. Model Life Tables for Developing Countries (Population Studies No. 77), New York, O.N.U., 1982, vi + 351 p.
- Nations Unies et O.M.S., Levels and Trends of Mortality since 1950, New York, O.N.U., 1982, 177 p.
- Nations Unies, O.M.S. et CICRED, Socio-Economic Differential Mortality in Industrialized Societies, Paris, 1981.
- Nations Unies, Vers un système de statistiques démographiques et sociales (Études méthodologiques, F 18), New York, O.N.U., 1976.
- Newland, K., "Mortalité infantile et santé des sociétés", Forum mondial de la santé, 3, 3, 1982, pp. 364-367.
- Nguyen, V.C., La longévité moyenne des hommes et des femmes au Canada de 1931 à 1976, Mémoire de maîtrise des sciences. Département de démographie, Université de Montréal, décembre 1980.
- Norland, J., La composition par age et par sexe de la population du Canada (Étude schématique, Recensement du Canada de 1971), nº 99-703 au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, 1976, 97 p.
- Normandeau, L. et Légare, J., "La mortalité infantile des Inuit du Nouveau Québec", Revue canadienne de sociologie et d'anthropologie, 16, 3, 1979, pp. 260-274.

- Nutrition Canada, Nutrition. Une priorité à l'échelle nationale (Rapport de Nutrition Canada au Ministère de la Santé nationale et du Bien-être social), Information Canada, Ottawa, 1973.
- O.C.D.E., Eléments subjectifs du bien-être (Programme d'élaboration des indicateurs sociaux de l'O.C.D.E., nº 2), Paris, O.C.D.E., 1974.
- O.C.D.E., Liste des préoccupations sociales communes à la plupart des pays de l'O.C.D.E., Paris, O.C.D.E., 1973.
- O.C.D.E., La liste O.C.D.E. des indicateurs sociaux, Paris, O.C.D.E., 1982, 139 p.
- O.C.D.E., Mesure du bien-être social (Programme d'élaboration des indicateurs sociaux de l'O.C.D.E., nº 3), Paris, O.C.D.E., 1976.
- Oechsli, F.W., "A General Method for Constructing Increment-Decrement Life Tables that Agree with the Data", Theoretical Population Biology, 16, 1, août 1979, pp. 13-24.
- Office of Population Censuses and Surveys. Mortality statistics. Perinatal and infant: Social and biological factors, England and Wales, 1980. Series DH3, no 9, Londres, HMSO, 1983, 52 p.
- Omran, A.R., "The Epidemiologic Transition in North Carolina During the Last 50 to 90 years: "1. The Mortality Transition", et "2. Changing Patterns of Disease and Causes of Death", North Carolina Medical Journal, vol. 36, 1 et 2, janvier et février 1975, pp. 23-28 et 84-88.
- Omran, A.R., "The Epidemiological Transition: A Theory of the Epidemiology of Population Change". Milbank Memorial Fund Quarterly, 49,4, octobre 1971, partie 1, pp. 509-538.
- Omran, A.R., "Epidemiologic Transition in the U.S.. The Health Factor in Population Change", Population Bulletin (Population Reference Bureau), vol. 32, 2, mai 1977, 42 p.
- O.M.S., "Étude comparative des effets des facteurs sociaux et biologiques sur la mortalité périnatale", Rapport de statistiques sanitaires mondiales, vol. 29, 4, 1976, p. 228 234.
- O.M.S., Élaboration d'indicateurs pour la surveillance continue des progrès réalisés dans la voie de la santé pour tous d'ici l'an 2000, (Série "Santé pour tous" n° 4), Genève, O.M.S., 1981, 102 p.
- O.M.S., Étude de la mortalité et de la morbidité: les tendances actuelles (Cahiers de santé publique, nº. 27), Genève, O.M.S., 1967, 211 p.
- O.M.S., L'évaluation des programmes de santé. Principes directeurs (Série "Santé pour tous", nº 6), Genève, O.M.S., 1981, 49 p.
- O.M.S., Division de la santé et de la famille, "Fréquence de l'insuffisance pondérale à la naissance: étude critique des données", Rapport de statistiques sanitaires mondiales (O.M.S., Genève), vol. 33, 3, 1980, pp. 197-224.
- O.M.S., Health and the Family. Studies in the Demography of Family Life Cycles and their Health Implications, Genève, O.M.S., 1978.
- O.M.S., Indicateurs statistiques pour la planification et l'évaluation des programmes de santé publique, (Série de rapports techniques, nº 472), Genève, O.M.S., 1971, 44 p.
- O.M.S., Indices statistiques de la santé de la famille, (Série de rapports techniques, nº 587), Genève, O.M.S., 1976, 98 p.
- O.M.S., "L'inégalité devant la mort. Influence des facteurs socio-économiques sur la mortalité", Chronique O.M.S., 34, 1980, pp. 10-17.
- O.M.S., International Classification of Impairments, Disabilities and Handicaps, Genève, O.M.S., 1980, 207 p.
- O.M.S., Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès, volume I, Genève, O.M.S., 1977, 781 p.
- O.M.S., Manual of Mortality Analysis, A Manual on Methods of Analysis of National Mortality Statistics for Public Health Purposes, Genève, O.M.S., 1980, 245 p.
- O.M.S., La mesure des niveaux de santé, rapport d'un groupe d'étude (Rapport technique nº 137), Genève, O.M.S., 1957.
- O.M.S., Nouvelles conceptions en matière de statistiques sanitaires (Série de rapports techniques, nº 559), Genève, O.M.S., 1974, 43 p.
- O.M.S., "Principaux résultats de l'étude comparative des effets des facteurs sociaux et biologiques sur la mortalité périnatale", Rapport de statistiques sanitaires mondiales, vol. 31, 1, 1978, pp. 74-83.

- O.M.S., "Registres de l'infarctus du myocarde", La santé publique en Europe (O.M.S.), nº 5, 1977, 241 p.
- O.M.S., Risques pour la santé du fait de l'environnement, Genève, O.M.S., 1972.
- O.M.S., Social and Biological Effects on Perinatal Mortality, Budapest, Statistical Publishing House, 1978.
- O.M.S., Stratégie mondiale de la santé pour tous d'ici l'an 2000 (Série "Santé pour tous", n° 3), Genève, O.M.S., 1981, 90 p.
- O.M.S., The Uses of Epidemiology in the Study of the Elderly (Série de rapports techniques, nº 706), Genève, O.M.S., 1984, 84 p.
- Ouellet, B., Romeder, J.-M. et Lance, J.-M., "Premature Mortality Attributable to Smoking and Hazardous Drinking", American Journal of Epidemiology, 109, 4, 1979.
- Ouellet, B.L., Indicateurs du domaine de la santé, Canada et provinces, Santé et Bien-être social Canada, Ottawa, 1979, 106 p.
- Ouellet, B.L., Romeder, J.-M. et Lance J.-M., Mortalité prématurée attribuable à l'usage du tabac et à l'abus d'alcool au Canada (2 volumes), Santé et Bien-être social Canada, Ottawa, 1977 et 1978.
- Ouellet, F. et Lachapelle, J.-F., "Le rôle de la démographie dans le domaine de la santé", Cahiers québécois de démographie, vol. 7, n° 3 spécial, décembre 1978, pp. 5-23.
- Peller, S., "Mortality, Past and Future", Population Studies, 1, 4, mars 1948, pp. 405-456.
- Perloff, J.D., et al., "Premature Deaths in the United States: Years of Life Lost and Health Priorities", Journal of Public Health Policy, 5, 2, juin 1984, pp. 167-184.
- Péron, Y., Analyse de l'effet de la mortalité accidentelle et violente sur l'espérance de vie, Canada, régions ou provinces, 1931-1971, Document nº 16, Conseil Économique du Canada, Ottawa, novembre 1974, 59 p.
- Péron, Y., "L'analyse par cohortes de l'immigration définitive", Population, numéro spécial, septembre 1977, pp. 69-80.
- Péron, Y., "La mortalité adulte par cancer en Amérique du Nord", Espace Populations Sociétés, III, 1984, pp. 33-45.
- Péron, Y., "Tendances récentes de la morbidité et de la mortalité à l'âge adulte dans les pays développés", Chaire Quételet 1982. Morbidité et mortalité aux âges adultes dans les pays développés, Louvain-La-Neuve (Belgique), Cabay, 1983, pp. 7-39.
- Pineault, R., "Éléments et étapes d'un programme de santé communautaire", Union médicale du Canada, 105, 1976, pp. 1208-1224.
- Pollard, J.H., "Factors Affecting Mortality and the Length of Life", dans Conférence sur la science au service de la vie. 1979. Vienne. La science de la population au service de l'homme, Liège, U.I.E.S.P., 1979, pp. 53-80.
- Pollin, W. et Ravenholt, R.T., "Tobacco Addiction and Tobacco Mortality. Implications for Death Certification", Journal of the American Medical Association, vol. 252, 20, 23 novembre 1984, pp. 2849-2854.
- Pressat, R., L'analyse démographique, (2e édition), Paris, P.U.F., 1969, 321 p.
- Pressat, R., Dictionnaire de démographie, Paris, P.U.F., 1979, 295 p.
- Pressat, R., Les méthodes en démographie (Collection "Que sais-je?", nº 1964), Paris, P.U.F., 1981, 127 p.
- Pressat, R., "Perspectives de réduction de la surmortalité masculine dans les pays ayant une faible mortalité", Meeting on Sex Differentials in mortality: Trends, Determinants and Consequences, Canberra, The Australian national University, 1-7 décembre 1981, non publié, 19 p.
- Pressat, R., "Pour une vision unifiée des méthodes de l'analyse démographique", Population, numéro spécial, septembre 1977, pp. 35-48.
- Pressat, R., "Surmortalité biologique et surmortalité sociale", Revue française de sociologie, XIV (numéro spécial), 1973, pp. 103-110.
- Pressat, R., "La surmortalité des hommes", Le Concours médical, 95, 2, 13 janvier 1973, pp. 287-290.
- Pressat, R., "Les tables de mortalité en l'absence de certaines causes de décès", Canadian Studies in Population, 1, 1974, pp. 61-72.

- Pressat, R., "Tables de mortalité selon la cause du décès", Wissenschaftliche Zeitschrift der Karl-Marx Universität Leipzig, 1968, pp. 881-887.
- Preston, S.H. et Weed, J.A., "Les causes de décès responsables des variations par pays et dans le temps dans les différences de mortalité par sexe", Rapport de statistiques sanitaires mondiales, 29, 3, 1976, pp. 166-214.
- Preston, S.H., Haines, M.R. et Pamuk, E., "Effects of Industrialization and Urbanization on Mortality in Developed Countries", Communication présentée au Congrès international de la population, Liège, U.I.E.S.P., 1981, pp. 233-254.
- Purola, T., "A Systems Approach to Health and Health Policy", Medical Care, 10, 1972, pp. 373-379.
- Québec, Conseil des Affaires sociales et de la famille, La question des indicateurs sociaux (Études et avis), Québec, Éditeur officiel du Québec, 1978.
- Renne, K.S., "Measurement of Social Health in a General Population Survey", Social Science Research, 3, 1974, pp. 25-44.
- Retherford, R., "Tobacco Smoking and the Sex Mortality Differential", Demography, vol. 9, 2, mai 1972, pp. 203-216.
- Richard, J.L., "Lipides alimentaires, cholestérolémie et cardiopathies ischémiques", Revue d'épidémiologie et de santé publique, 28, 1980, pp. 461-484.
- Robine, J.M. et Colvez, A., "Espérance de vie sans incapacité et ses composantes: de nouveaux indicateurs pour mesurer la santé et les besoins de la population", **Population**, 39, 1, 1984, pp. 27-46.
- Rodgers, G.B., "Income and Inequality as Determinants of Mortality: an International Cross-Section Analysis", Population Studies, 33, 2, juillet 1979, pp. 343-351.
- Romeder, J.-M. et McWhinnie, J.R., "Le développement des années potentielles de vie perdues comme indicateur de mortalité prématurée", Revue d'Épidémiologie et de santé publique, 26, 1, 1978, pp. 97-115.
- Rose, G., "L'épidémiologie des maladies coronariennes en Europe", La santé publique en Europe (O.M.S.), nº 2 spécial sur les maladies chroniques, 1973, pp. 51-62.
- Rosenwaike, I, Yaffe, N. et Sagi, P.C., "The Recent Decline in Mortality of the Extreme Aged: An Analysis of Statistical Data", American Journal of Public Health, 70, 10, octobre 1980, pp. 1074-1080.
- Ross, J.A. (Éd.), International Encyclopedia of Population, New York, The Free Press, 1982, 750 p.
- Rowland, M. et Kleinman, J., "Changes in Heart Disease Risk Factors", dans United States. NCHS. Health United States 1983 and Prevention Profile, Washington, D.C., U.S. Government Printing Office, décembre 1983, pp. 13-17.
- Roy, L., Des victoires sur la mort (Collection "La santé des Québécois"), Québec, Conseil des affaires sociales et de la famille, 1983, 78 p.
- Ruderman, A.P., "Economic Aspects of Health Planning", dans Hobson, W. The Theory and Practice of Public Health (5° édition), Londres, Oxford University Press, 1979, pp. 657-671.
- Ruff, J., Les indicateurs de santé, Rennes, École nationale de la santé publique, 1976.
- Rutstein, D.D., "Measuring the Quality of Medical Care", The New England Journal of Medecine, 294, 1976, pp. 582-588.
- Rys, V., "Les indicateurs sociaux et leur application à la sécurité sociale", Revue internationale de la sécurité sociale, 1-2, 1973, pp. 148-176.
- Sanders, B.S., "Measuring Community Health Levels", American Journal of Public Health, 54, 7, 1964.
- Sauer, H.I., Geographic Patterns in the Risk of Dying and Associated Factors, Ages 35-74 Years: United States, 1968-1972, (Vital and Health Statistics, Series 3, No. 18) Hyattsville (Md.), U.S. National Center for Health Statistics, 1980, viii + 120 p.
- Schleifer, S.J., et al., "Suppression of Lymphocyte Stimulation Following Bereavement", Journal of the American Medical Association, vol. 250, 3, 15 juillet 1983, pp. 374-377.
- Schmidt, W., "Public Health Perspectives on Alcohol Problems with Specific Reference to Canada", Revue canadienne de santé publique, 68, septembre-octobre 1977.
- Schottenfeld, D., "The Epidemiology of Cancer: an Overview", Cancer, 47, 5 (Supplément), 1st mars 1981, pp. 1095-1108.
- Schwartz, D., et coll., L'essai thérapeutique chez l'homme, Paris, Flammarion, 1970.

- Sheps, M.C., "On the Person Years Concept in Epidemiology and Demography", The Milbank Memorial Fund Quarterly, XLIV, 1, 1966, pp. 69-91.
- Shryock, H.S. et Siegel, J.S., The Methods and Materials of Demography, Second Printing (rev.), Washington, D.C., U.S. Government Printing Office, 1973, 888 p.
- Silins, J. et Zayachkowski, W., "Life Expectancy Eliminating Certain Causes of Death, Canada, 1960-62", Canadian Journal of Public Health, octobre 1968, pp. 405-407.
- Smith, E.S.O., "Preventable Mortality: The Price of Neglect", Canadian Studies in Population, 3, 1976, pp. 73-88.
- Smith, M.H., "Années de vie en puissance perdues", Maladies chroniques au Canada, 3, 3, décembre 1982, pp. 61-63.
- Stallones, R.A., "The Rise and Fall of Ischemic Heart Disease", Scientific American, 243, 5, novembre 1980, pp. 53-59.
- Stone, L.O. et Fletcher, S., A Profile of Canada's Older Population, Montréal, Institut de recherches politiques, 1980, 119 p.
- Strasser, T., "À propos de l'article de J.L. Richard: Lipides alimentaires, cholestérolémie et cardiopathies ischémiques", Revue d'épidémiologie et de santé publique, 28, 4, 1980, pp. 485-487.
- Strohmenger, C., "Hospital Expenditures During the Life Cycle: A Health Care Cost Indicator", communication présentée au Congrès de l'American Public Health Association, Montréal, 14-18 novembre 1982.
- Strohmenger, C., "Tables de mortalité par accidents. Quelques comparaisons entre le Québec et l'Ontario, 1970-1972", Communication présentée au 45° Congrès de l'ACFAS, Section démographie, Université du Québec à Trois-Rivières, 19-21 mai 1977.
- Strohmenger, C. et Lavoie, Y., "Contribution des générations à leur renouvellement: quelques inégalités suivant le niveau d'instruction, d'après le recensement du Canada, 1971", Cahiers québécois de démographie, vol. 5, nº 3 spécial, décembre 1976, pp. 279-305.
- Strohmenger, C. et Lavoie, Y., "L'infécondité au Canada: niveau et tendances", communication présentée au 50° Congrès de l'Association canadienne-française pour l'avancement des sciences, Section démographie, Université du Québec à Montréal, 12-14 mai 1982.
- Strohmenger, C. et Péron, Y., "Les dépenses hospitalières durant le cycle de vie: un indicateur du coût des soins", Maladies chroniques au Canada, vol. 4, 2, septembre 1983, pp. 19-21.
- Sullerot, E., La démographie de la France. Bilan et perspectives, Paris, La documentation française, 1978, 260 p.
- Sullivan, D.F., "A Single Index of Mortality and Morbidity", Health Reports, 86, 4, 1971, pp. 347-354.
- Sullivan, D.F., "Conceptual Problems in Developing an Index of Health", Vital and Health Statistics (U.S. Department of Health, Education and Welfare), séries 2, nº 17, mai 1966.
- Surault, P., "Les déterminants socio-culturels de la morbidité et de la mortalité", Chaire Quételet 1982. Morhidité et mortalité aux âges adultes dans les pays développés, Louvain-La-neuve (Belgique), Cabay, 1983, pp. 193-241.
- Surault, P., L'inégalité devant la mort. Analyse socio-economique de ses déterminants. Paris, Economica, 1979, 140 p.
- Swaroop, S. et Uemura, K., "Proportional Mortality of 50 Years and Above", Bulletin de l'O.M.S., 17, 1957, pp. 439-481.
- Tabah, L. et Sutter, J., "Analyse biométrique de la mortalité par vieillissement. Relation de type allométrique entre les causes de décès." dans Congrès Mondial de la Population, Rome, 1954, vol. 1, pp. 311-321.
- Terris, M., "Epidemiology as a Guide to Health Policy", Annual Review of Public Health, 1, 1980, pp. 323-344.
- Thibault, N. et Strohmenger, C., "Le déficit de naissances attribuable à la mortalité routière: un coût démographique souvent ignoré", Maladies chroniques au Canada, vol. 4, 4, mars 1984, pp. 65-67.
- Todd, G.F., An Estimate of Manufactured Cigarette Consumption in Canada by Sex, Age and Cohort, 1921-1975 (Publication No. 1, WHO Collaborating Centre for Reference on the Assessment of Smoking Habits), Faculty of Mathematics, University of Waterloo, 1979, 15 p.
- Townsend, P. et Davidson, N. (Éds.), Inequalities in Health. The Black Report, Harmondsworth (Middlesex), Penguin Books, 1982, 240 p.
- Tsai, S.P., Lee, E.S. et Hardy, R.J., "The Effect of a Reduction in Leading Causes of Death: Potential Gains in Life Expectancy", American Journal of Public Health, 68, 10, 1978, pp. 966-971.

- United Kingdom. Department of Health and Social Security, Inequalities in health: report of a research working group, Londres, D.H.S.S., 1980, 417 p.
- United States. Department of Health, Education and Welfare, Health Status of Minorities and Low Income Groups, Washington, D.C., U.S. Government Printing Office, 1979, 275 p.
- United States, Department of Health, Education and Welfare. (NCHS). Health United States 1975, Washington, D.C., U.S. Government Printing Office, 1976, vi + 612 p.
- United States. Department of Health and Human Services, Health United States, 1980, Hyattsville (Md.), 1980, 323 p.
- United States. National Center for Health Statistics. Health United States 1983, DHHS Pub. No. (PHS) 84-1232. Public Health Service, Washington, D.C., U.S. Government Printing Office, décembre 1983, 267 p.
- United States. Department of Health, Education and Welfare. Healthy People, The Surgeon General's Report on Health Promotion and Disease Prevention, Washington, D.C., U.S. Government Printing Office, 1979, 177 p.
- United States. Department of Health, Education and Welfare, The Health Consequences of Smoking for Women, A Report of the Surgeon General, Washington, D.C., U.S. Government Printing Office, 1980.
- United States. Department of Health, Education and Welfare, Smoking and Health. A Report of the Surgeon General, (DHEW Publication No. (PHS) 79-50066), Washington, D.C., Department of Health, Education and Welfare, 1979.
- "U.S. Health Goals Proposed by Health Resources Administration", Health Resources News, 7, 1, décembre 1980, pp. 1-3.
- Usher, Dr., "Changing Mortality Rates with Perinatal Intensive Care and Regionalization", Seminars in Perinatalogy, vol. 1, 3, juillet 1977, pp. 309-319.
- Usher, R.H., "Clinical Implications of Perinatal Mortality Statistics", Clinical Obstetrics and Gynecology, vol. 14, 3, septembre 1971, pp. 885-925.
- Valkonen, T. et Niemi, M.L., "The Development of Cardiovascular Mortality in Finland from 1951 to 1978", Yearbook of Population Resources in Finland, XX, 1982.
- Vallin, J., "Facteurs socio-économiques de la mortalité dans les pays développés", Réunion sur les facteurs et les conséquences socio-économiques de la mortalité, (Mexico City, 19-25 juin 1979), Genève, O.M.S., 1979.
- Vallin, J., "Socio-Economic Determinants of Mortality in Industrialized Countries", Population Bulletin of the United Nations, 13, 1980, pp. 26-41.
- Vallin, J., "Tendances récentes de la mortalité française", Population, 38, 1, janvier-février 1983, pp. 77-106.
- Vallin, J. et Chesnais, J.-C., "Évolution récente de la mortalité en Europe, dans les pays anglo-saxons et en Union Soviétique 1960-1970", **Population**, 29, 4-5, juillet-octobre 1974, pp. 861-898.
- Vallin, J. et Nizard, A., "La mortalité par état matrimonial. Mariage sélection ou mariage protection?", **Population**, 32, numéro spécial, septembre 1977, pp. 95-119.
- Vanasse-Duhamel, D., "Les modèles de translation comme supports à l'analyse et à la projection de la fécondité au Canada", dans Statistique Canada. Rapport technique sur les projections démographiques pour le Canada et les provinces 1972-2001, nº 91-516 au catalogue, Information Canada, Ottawa, 1975, pp. 55-80.
- Van de Walle, É., Multilingual Demographic Dictionary. (2nd Edition, English Section), Liège, Ordina, 1982, 161 p.
- Van Der Hoff, N.M., "Cohort Analysis of Lung Cancer in the Netherlands", International Journal of Epidemiology, 8, 1, 1979, pp.41-47.
- Verbrugge, L.M., "Longer Life but Worsening Health? Trends in Health and Mortality of Middle-Aged and Older Persons", papier présenté à la Population Association of America, Pittsburgh, avril 1983, 21 p.
- Verbrugge, L.M., "NCHS Data and Studies of Differential Morbidity and Mortality", Research on Aging (Beverly Hills, California), 3, 4, décembre 1981, pp. 429-458.
- Vincent, P., "Sur les effets, sur la mortalité, de la disparition éventuelle de certaines causes de décès". Communication présentée à la Conférence démographique européenne, Conseil de l'Europe, Strasbourg, 1966, s.p.
- Wald, N.J., "Mortality from Lung Cancer and Caronary Heart Disease in Relation to Changes in Smoking Habits", The Lancet, 17 janvier 1976, pp. 136-138.
- Waldron, I., "Why do women live longer than men?", Social Science and Medicine, 10, 1976, pp. 349-362.

- Walker, W.J., "Changing United States Life-style and Declining Vascular Mortality: Cause or Coincidence?", The New England Journal of Medicine, 21 juillet 1977, pp. 163-165.
- Walter, S.D., Développement méthodologique dans l'utilisation des fractions attribuables en matière de priorités et stratégies sanitaires au Canada, Santé et Bien-être social Canada, Ottawa, 1976, 116 p.
- Wargon, S.T., L'enfant dans la famille canadienne, nº 98-810F au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, décembre 1979, 109 p.
- Wargon, S.T., Familles et ménages au Canada. Tendances démographiques récentes. nº 99-753F au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, mars 1979, 159 p.
- Waterhouse, J., "Stratégies pour la mise au point d'un système cohérent de statistiques sur le cancer", Rapport de statistiques sanitaires mondiales, (O.M.S.), 33, 3, 1980, pp. 185-196.
- Waterhouse, J., Muir, C., Correa, P. et Powell, J., Cancer Incidence in Five Continents, Vol. III (I.A.R.C. Scientific Publications, No. 15), Lyon, International Agency for Research on Cancer, 1976, pp. 447-450.
- Weinstein, M.C. et Stason, W.B., "Foundations of Cost-Effectiveness Analysis for Health and Medical Practices", New England Journal of Medicine, 296, 13, 1977, pp. 716-721.
- Wigle, D.T. et Mao, Y., Mortalité urbaine au Canada selon le niveau de revenu, Santé et Bien-être social Canada, Ottawa, 1980, 53 p.
- Wigle, D.T., Mao, Y. et Grace, M., "Relative Importance of Smoking as a Risk Factor for Selected Cancers", Revue canadienne de santé publique, vol. 71, 4, juillet-août 1980, pp. 269-275.
- Wilkins, R., "La distribution de l'espérance de vie parmi les différents états de santé: composantes, méthodes de calcul et résultats pour le Québec, 1978", Cahiers québécois de démographie, vol. 11, 2, août 1982, pp. 253-274.
- Wilkins, R., L'état de santé au Canada, 1926-1976, Montréal, Institut de recherches politiques, 1980, 36 p.
- Wilkins, R., "L'inégalité sociale face à la mortalité à Montréal, 1975-1977", Cahiers québécois de démographie, 9, 2, août 1980, pp. 157-184.
- Wilkins, R. et Adams, O.B., "Health Expectancy in Canada, late 1970s: Demographic, Regional, and Social Dimensions", American Journal of Public Health, vol. 73, 9, 1983, pp. 1073 1080.
- Wilkins, R. et Adams, O.B., Healthfulness of Life, Montréal, L'Institut de recherches politiques, 1983, 153 p.
- Williams, R. et Chen, P., "Identifying the Sources of the Recent Decline in Perinatal Mortality Rates in California", The New England Journal of Medicine, vol. 306, 4, 28 janvier 1982, pp. 207-214.
- Wilson, R.W. et Drury, Th. F., "Interpreting Trends in Illness and Disability: Health Statistics and Health Status", Annual Review of Public Health, vol. 5, 1984, pp. 83-106.
- Wingard, D.L., "The Sex Differential in Morbidity, Mortality, and Lifestyle", Annual Review of Public Health, vol. 5, 1984, pp. 433-458.
- Wood, Ph., "Comment mesurer les conséquences de la maladie: la Classification internationale des infirmités, incapacités et handicaps", Chronique OMS, vol. 34, 10, octobre 1980, pp. 400-405.
- Wunsch, G. et Termote, M., Introduction to Demographic Analysis, New York, Plenum Press, 1978, 274 p.
- Young, M., Benjamin, B., et Wallis, C., "The Mortality of Widowers", dans Ford, T.R., et De Jong, G.F. (Éds.), Social Demography, Englewood Cliffs, N.J., Prentice-Hall, 1970, pp. 172-177.
- Zayachkowski, W., Preparation of Complete Life Tables (Rapport technique nº 4, Division de la santé et du bien-être), Ottawa, B.F.S.
- Zborilova, J., "Les tables de mortalité infantile par cause. Application à la Tchécoslovaquie et à la France, 1968-1972", Population, 3, mai-juin 1977, pp. 555-578.
- Zdeb, M.S., "The Probability of Developing Cancer", American Journal of Epidemiology, 106, 1977, pp. 6-16.

# INDEX

Accroissement (d'une population), 68 Échelle des états de santé, 88-89, 104 Espérance de vie, 30, 33 Accroissement naturel, 68 Ages critiques, 92 Espérance de vie à l'âge x, 127 Age médian au décès (ou vie médiane, vie probable), 30 Espérance de vie à la naissance (du moment), 31, 115, 243 Espérance de vie à la naissance pour une génération (ou vie Age modal au décès (ou vie normale), 30 moyenne), 30 Âge moyen à la maternité (ou à l'accouchement), 46 Espérance de vie en bonne santé, 129, 166 Age moyen au premier mariage, 39 Espérance de vie perdue, 177, 182 Analyse démographique, 21-23 Espérance de vie pondérée par la qualité, 131, 135-136 Analyse longitudinale, 27 Espérance de vie sans incapacité, 129, 134 Analyse transversale, 27 Espérance de vie selon l'état matrimonial, 223 Années de vies perdues, 183, 184, 188 État de la population, 51 Années potentielles de vie perdues (APVP), 187 État matrimonial, 60 Antécédents de la maladie, 93 États de santé, 88-89, 105 Événement démographique, 21-22 В Bien-être, 88 Facteur de risque, 94, 180 C Famille, 64 Calendrier de la maladie, 92 Famille de recensement, 64 Famille économique, 64 Calendrier (d'un phénomène démographique), 23, 28 Causes de décès, 91-95, 177 Fécondité, 22, 41, 72 Causes de décès évitables, 179 Fécondité cumulée, 72 Classification internationale des maladies, traumatismes et Fécondité générale, 27 causes de décès (C.I.M.), 91, 92 Fiabilité d'un indicateur, 16 Classification internationale des déficiences, incapacités et Fraction attribuable à un facteur de risque, 170, 175 handicaps, 96 Fréquence de l'insuffisance pondérale à la naissance, 217 Cohorte, 27 Fréquence du célibat définitif, 37 Complément à l'unité de la fréquence du célibat définitif, 35,37 G Conséquences de la maladie, 96 Génération, 22, 27 D H Décès évitables, 179 Déficience, 96 Handicap, 96 Démographie, 13, 21 Hiérarchisation des problèmes de santé, 101, 137, 164, 242, Désagrégation des indicateurs de santé, 242-243 244 Descendance finale (brute), 41 Descripteur, 15, 241 Descripteur conjoncturel, 25 Descripteur de la morbidité, 98 Identification des problèmes de santé, 100, 137, 164, Descripteur de l'état matrimonial, 60 241-242, 244-245 Descripteur de résultats, 98 Immigration, 68 Descripteur des ménages, 64 Impact d'un problème de santé, 166, 244 Descripteur des familles, 64 Incapacité, 96, 132, 133 Descripteur d'exposition, 98 Incidence d'une maladie, 92, 140, 150 Descripteur du vement de la population, 22, 67 Indicateur, 15, 241 Divortialité, 22, 81 Indicateur de problèmes de santé, 100, 137 Indicateur de santé, 99, 103

Indice de surmortalité masculine, 229
Indice synthétique de fécondité (générale), 25, 72
Indice synthétique et descendance finale des générations, 75
Inégalités devant la santé, 206, 242-243
Insuffisance pondérale à la naissance, 217
Intensité (d'un phénomène démographique), 23, 28

#### L

Létalité, 97, 142

## M

Marqueur de risque, 94
Ménage, 64
Morbidité, 92
Morbidité comportementale, 96
Morbidité diagnostiquée, 93
Morbidité hospitalière, 151
Morbidité objective, 93
Morbidité ressentie (perçue, subjective), 93, 145, 164
Mortalité, 22, 90
Mortalité foeto-infantile, 197
Mortalité infantile, 196
Mortalité par cause, 101
Mortalité périnatale, 197, 204
Mortinatalité, 197

# N

Natalité, 68 Nuptialité, 22, 39, 76

Mouvement de la population, 67

# P

Pertes en potentiel-vie, 184, 192 Phénomènes démographiques, 21-22 Population type (ou standard), 110, 113-114 Potentiel-vie, 184 Prévalence, 92, 150 Prévalence des incapacités selon la cause, 164 Prévalence d'un facteur de risque, 138 Prévalence de période d'une maladie, 145 Prévalence instantanée d'une maladie, 145 Prévention primaire, 98 Prévention secondaire, 98 Prévention tertiaire, 98 Probabilités d'agrandissement, 25 Probabilité de décèder d'une cause donnée, 157 Probabilité de contracter une maladie, 144 Promotion de mariages, 22, 27

Proportions de personnes déjà mariées à 50 ans, 38 Pyramide des âges, 52

# Q

Qualités d'un indicateur, 16 Quotient de mortalité pour une cause donnée, 161 Quotient de mortalité infantile, 201 Quotient de mortalité selon l'âge, 125 Quotient de nuptialité, 37-38

#### R

Rapport de dépendance, 55
Rapport de masculinité, 58
Registre de maladie, 93, 143
Reproduction, 48, 49
Risque cumulatif de décès pour une cause donnée, 160, 163
Risque morbide, 92
Risque mortel, 90
Risque d'incidence d'une maladie, 141

## S

Santé, 87-88

Santé moyenne effective, 104, 113
Santé moyenne intrinsèque, 113, 125
Santé positive, 87-88, 132
Santé positive moyenne, 129
Sensibilité d'un indicateur, 16
Signe précurseur, 94
Somme annuelle des premiers mariages réduits, 76
Somme annuelle des divorces réduits, 81
Somme annuelle des naissances réduites, 72
Somme des premiers mariages réduites, 72
Somme des premiers mariages réduites, 35, 38
Spécificité d'un indicateur, 16
Structures démographiques, 24
Surmorbidité féminine, 235
Surmortalité masculine, 229, 235

# T

Table de mortalité de génération, 31

Table de mortalité des enfants de moins d'un an, 201, 211

Table de mortalité du moment, 126

Table de mortalité en l'absence d'une cause de décès, 180

Table de mortalité par état matrimonial, 227

Table de mortalité pour une cause donnée, 161

Table de nuptialité des célibataires, 36

Table de survie, 116

Taux brut de mortalité (générale), 68, 104, 110

Taux brut de natalité, 68

Taux brut de reproduction, 48

Taux brut d'immigration, 68

Taux d'accroissement naturel, 68

Taux d'accroissement (d'une population), 68

Taux de migration nette, 68

Taux comparatif (ou ajusté, normalisé, standardisé) de mortalité générale, 110

Taux de morbidité hospitalière, 151

Taux de mortalité infantile, 196

Taux de mortalité néonatale précoce, 210

Taux de mortalité périnatale, 204

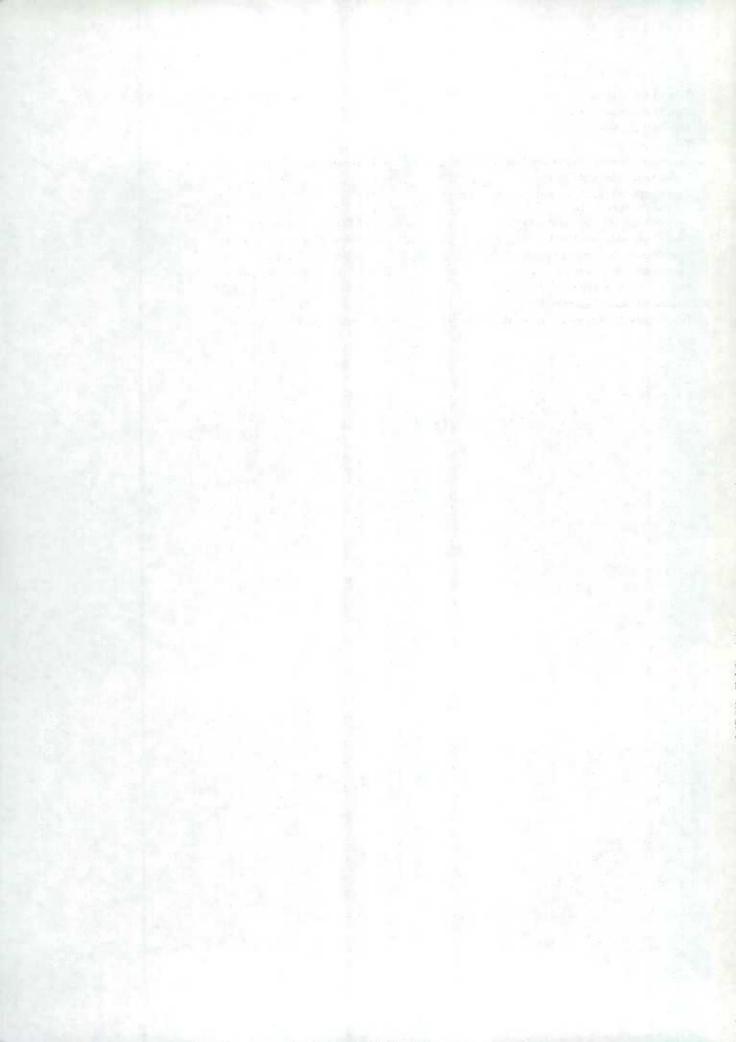
Taux de mortalité selon l'âge, 125

Taux de prévalence d'une maladie, 145

Taux de reproduction des années vécues, 49, 50
Taux d'incidence d'une maladie, 92, 140
Taux mensuels de mortalité, 107, 108
Taux net de reproduction, 49
Taux net de reproduction à l'âge x, 49

#### V

Validité d'un indicateur, 16 Variables démographiques, 24 Vie médiane, 30, 116 Vie moyenne (d'une génération), 30 Vieillissement démographique, 53 Vie normale, 30 Vie probable, 30



Witness Control of the Control of th

13

067 100

Ca bos



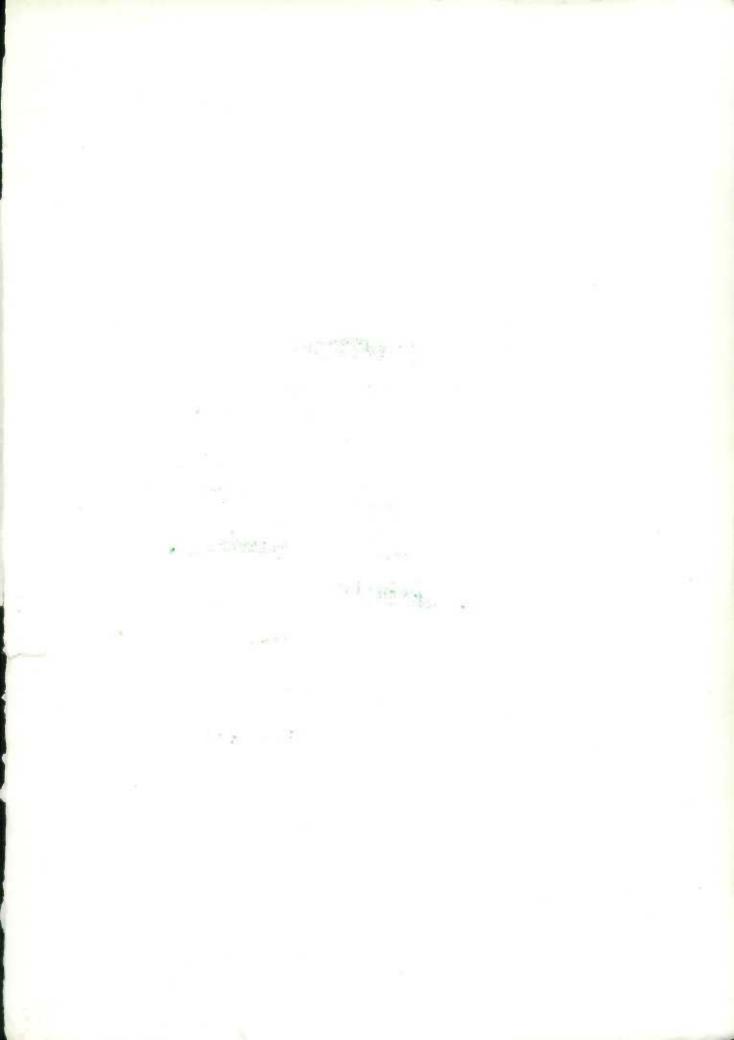
1010013550

DATE DUE

DATE DUE				
IDEC 6	- 1996			
				—: —:

DEC 1 3 1994

FER 1 7 1995





# INDICES **DÉMOGRAPHIQUES ET INDICATEURS** DE SANTÉ DES **POPULATIONS**

PRÉSENTATION ET INTERPRÉTATION

Yves Péron et Claude Strohmenger

L'amélioration du niveau de santé est une préoccupation majeure tant pour les gouvernements, qui y consacrent des ressources considérables, que pour les individus qui en bénéficient par une meilleure qualité de vie.

Mesurer le niveau de santé est donc devenu une tâche importante du planificateur, pour laquelle les indices forgés par la démographie fournissent une bonne partie des instruments les plus utilisés. L'intérêt grandissant pour les questions de santé a entraîné une utilisation croissante et de plus en plus répandue de ces indices, accompagnée de l'élaboration d'indices nouveaux. Il a donc paru utile d'effectuer une présentation systématique des principaux indicateurs démographiques de santé.

Les indices retenus ont été répartis en deux catégories: les descripteurs démographiques, qui décrivent l'état et l'évolution de la population à desservir par le système de santé; les indicateurs démographiques de santé, qui permettent d'évaluer le niveau de santé. Afin de rendre la consultation de l'ouvrage plus aisée, les indices ont chacun fait l'objet d'une présentation separée en trois volets:

- 🛮 une liche signalétique (définition, fonction et indication rechercnée);
- une illustration commentée (intérêt et interprétation de l'indicateur):
- 🔳 une fiche technique exposant les principes du calcul de l'indice.

"En raison du mode de présentation adopté, ce manuel devrait être particulièrement adapté aux besoins des étudiants, des chercheurs et des enseignants dans les domaines de la démographie, de la santé publique, de l'épidémiologie, de la médecine sociale et préventive et de l'économie de la santé. Ce volume est également destiné au personnel syant pour tache la planification et l'évaluation dans la domaine de la santé.

#### d