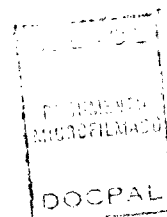


COMMITTEE ON HISTORICAL DEMOGRAPHY



SEMINAR ON ADULT MORTALITY AND
ORPHANHOOD IN THE PAST

San José, Costa Rica
12-14 December 1984

ESTIMATION DE LA MORTALITE DES ADULTES A PARTIR DES PROPORTIONS
D'ORPHELINS : QUELQUES VERIFICATIONS EMPIRIQUES A L'AIDE
DE DONNEES CANADIENNES DES XVIIe ET XVIIIe SIECLES

François Nault
Université de Montréal

Mario Boleda
Universidad de Salta

Jacques Légaré
Université de Montréal

CELADE - SISTEMA DOCPAL
DOCUMENTACION
SOBRE PoblACION EN
AMERICA LATINA

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA (CELADE)
UNIVERSIDAD DE COSTA RICA

Da
Je
me

10
JP
A

INTRODUCTION

La mortalité des adultes dans les études de démographie historique reste souvent un sujet énigmatique. Ceci est certes dû à l'événement étudié mais aussi au cadre monographique. En effet, les décès sont souvent moins bien enregistrés que les mariages et les naissances et les monographies paroissiales laissent échapper un bon nombre de sujets qui vont mourir à l'extérieur du village. Aussi, à défaut de mesurer directement le phénomène, on songe à recourir à des procédés indirects pour y arriver. En général, ces procédés s'appuient sur un certain nombre d'hypothèses, difficiles à vérifier et souvent impossibles à lever. On est alors mal à l'aise de statuer sur la valeur des estimations ainsi faites. C'est le cas en particulier pour la mortalité des adultes estimée à partir des proportions d'orphelins.

Notre but est d'effectuer des vérifications empiriques sur des points précis concernant les méthodes de mesure indirecte de la mortalité des adultes par les proportions d'orphelins. C'est pourquoi, avant de passer aux objectifs proprement dits, il est nécessaire de présenter un rappel méthodologique de celles-ci qui permette d'en saisir les étapes fondamentales ainsi que les hypothèses sous-jacentes.

* Le Programme de recherche en démographie historique (P.R.D.H.) est subventionné par le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada, par le Fonds F.C.A.C. du Québec et par l'Université de Montréal. Les auteurs expriment leurs remerciements à leurs collègues du P.R.D.H. pour leurs commentaires constructifs, de même qu'à Gilbert Lagrange pour son

RAPPEL METHODOLOGIQUE

Bien que les deux méthodes d'estimation indirecte de la mortalité des adultes à partir des proportions d'orphelins aient été élaborées dans des contextes et avec des modalités d'application fort différents, elles s'appuient sur des principes généraux identiques. La première, proposée par Louis Henry en 1960, s'applique à la démographie historique pour des données extraites des registres paroissiaux. La seconde a été élaborée par Brass et Hill en 1973 et utilise des données de recensements ou d'enquêtes pour des pays à statistiques imparfaites.

L'idée fondamentale à la base de ces méthodes est que la proportion de non-orphelins à un âge donné est un indicateur de la proportion de parents survivants entre l'âge de ceux-ci à la naissance de leurs enfants et cet âge majoré de l'âge des enfants au moment de la déclaration de leur statut d'orphelin. En démographie historique, la déclaration du statut d'orphelin se fait au moment du mariage puisque c'est sur ces actes que l'on peut colliger le plus systématiquement les mentions de présence ou de décès des parents. En démographie contemporaine, ce sera plutôt lors de recensements ou d'enquêtes que seront posées les questions permettant de déterminer le statut d'orphelin des enfants.

Ces proportions de non-orphelins à différents âges doivent toutefois être corrigées légèrement pour pouvoir être comparées à des indices de table de mortalité. Pour Henry, il s'agit essentiellement de corriger les proportions de non-orphelins pour tenir compte de la "non-linéarité" de la fonction $S(x+a)/S(x)$. Cette "non-linéarité" dépend de la variance de l'âge moyen de parents à la naissance des enfants et d'un facteur qui est fonction du niveau et du type de mortalité. Henry a calculé ce facteur à partir des seules tables-types disponibles à l'époque soit les premières tables-types des Nations-Unies (1957). Pour Brass-Hill, la correction consiste à transformer, par un système de poids, les proportions de non-orphelins à deux groupes d'âges quinquennaux successifs, en probabilité de survie de 25 ans à $(25+N)$ ans pour les femmes et de 32,5 ans (ou 37,5) à $(32,5$ (ou 37,5) $+N)$ pour les hommes. où N est l'âge charnière entre les groupes d'âges quinquennaux successifs. La détermination des poids repose sur l'utilisation de la table standard de Brass (1971), d'une fonction de fécondité et d'une fonction représentant les proportions de non-orphelins à un âge donné.

Une fois des indices de table obtenus, il suffit de choisir parmi les tables-types celle qui leur correspond le mieux et de supposer que c'est là la meilleure approximation à laquelle on puisse prétendre. Pour Louis Henry, comme ses données ne comportaient que de faibles effectifs, il a dû se contenter d'une seule approximation de la mortalité entre les âges moyens des pères et des mères à la naissance des enfants et cet âge majoré de 25 ans qui était la moyenne des âges au mariage dont il disposait. De plus, comme il n'existait qu'une seule série de tables-types, il lui suffisait de déterminer le niveau qui correspondait le mieux à ses observations. À partir de données de recensement, Brass-Hill obtenaient des réponses en nombre suffisant pour des groupes d'âges s'étendant de 0 à 64 ans. Ils utilisèrent donc plus de données pour arriver à une meilleure

estimation de la fonction qui, appliquée à la table standard de Brass, donnait une table de mortalité qui correspondait le mieux à l'ensemble des données. Les deux méthodes doivent, pour obtenir une table complète, inclure une approximation de la mortalité infantile ou juvénile obtenue par d'autres moyens.

Comme pour toutes les méthodes indirectes, les résultats ne sont valables que dans des conditions d'application précises plus ou moins bien respectées dans la réalité. Dans le cas des méthodes ici étudiées, on compte trois importantes conditions d'application. Il faut d'abord que la mesure de la mortalité des parents pour lesquels on possède une déclaration, c'est-à-dire ceux qui ont au moins un enfant se mariant, soit représentative de la mortalité de l'ensemble des adultes; cette hypothèse implique qu'il y ait indépendance entre, d'une part, la mortalité des parents et, d'autre part, leur fécondité, la mortalité et la nuptialité de leurs enfants. Ensuite, il faut que le niveau et le type de mortalité soient demeurés stables dans la période qui précède l'observation; comme les déclarations des enfants se rapportent à différentes générations de parents, il ne faut pas qu'il y ait eu de différences importantes de mortalité entre ces diverses générations de parents. Enfin, il faut minimiser les erreurs de collecte; les âges des parents et des enfants, les liens parents-enfants ainsi que les statuts d'orphelin doivent être les plus exacts possible (Dupâquier, 1975).

LES OBJECTIFS

L'application de procédés indirects de mesure des phénomènes démographiques est en général rendue nécessaire par l'impossibilité d'obtenir directement les indices recherchés, faute de données. Conséquemment, la valeur des estimations reste souvent impossible à évaluer. Or, profitant des travaux de reconstitution de la population du Canada sous le Régime Français (1608-1765) au sein du Programme de recherche en démographie historique (P.R.D.H.) de l'Université de Montréal (Légaré, 1981), nous avons les moyens de faire une vérification empirique des résultats obtenus en appliquant les méthodes de Henry et de Brass-Hill sur des actes de mariage et en les confrontant avec la mesure directe du phénomène.

Spécifiquement, il nous est possible de voir dans quelle mesure les biais liés à la non-indépendance de la mortalité des parents par rapport à leur fécondité, la mortalité et la nuptialité de leurs enfants, vont influencer la mesure indirecte. En effet, en choisissant un groupe précis de parents, nous pouvons d'une part, contrôler l'exactitude des différentes déclarations nécessaires à l'application des méthodes, et d'autre part, nous assurer que la mortalité ne variait pas dans le temps. Nous neutralisons ainsi les effets des deux dernières conditions d'application de façon à saisir le jeu de la première.

En outre, la confrontation avec les résultats obtenus des tables directes nous a amené à nous interroger sur les mécanismes des méthodes elles-mêmes et à formuler quelques critiques à leur égard.

LA SOUS-POPULATION ETUDIEE

Vu nos objectifs, nous avons sélectionné une sous-population pour laquelle les données disponibles sont les plus complètes. Le P.R.D.H. a maintenant à sa disposition un registre informatisé de population pour la période allant des origines à 1729 (Légaré et Desjardins, 1984). Actuellement, dans ce registre, les fondateurs du pays, soit les individus qui, n'étant pas nés au Canada, s'y étaient établis en famille avant 1680, sont ceux pour lesquels le maximum d'informations ont été recueillis: ce sont les parents dont nous comptons mesurer la mortalité. Mais nous n'avons retenu que ceux dont nous connaissions la date de décès précise, une date de naissance au moins approximative et qui avaient au moins un enfant se mariant entre 1690 et 1709. De plus, nous disposions de l'âge au mariage de tous les enfants impliqués.

Nous nous sommes ainsi assuré de travailler avec des données complètes et précises. La mesure directe par la méthode de Halley (faisant un cumul selon l'âge des décès en tenant compte des entrées en observation) peut alors être facilement effectuée. Les âges moyens des parents à la naissance de leurs enfants et les âges des enfants à leur mariage seront calculés avec grande précision. Enfin, le statut d'orphelin peut être observé en comparant la date de décès du parent et la date de mariage de l'enfant plutôt qu'en se fiant à la déclaration de ce dernier.

Pour cette étude, nous aurions pu utiliser les mariages de tous les enfants de fondateurs mais, pour nous placer dans les mêmes conditions de départ que celles prévalant normalement dans l'utilisation des registres paroissiaux, nous n'avons considéré les actes de mariage que pour une période déterminée. La période 1690-1709 a donc été choisie parce que c'est dans cette période que l'on compte le plus grand nombre de mariages d'enfants de fondateurs et que l'âge moyen des parents à la naissance de ces enfants correspond le plus à cet âge observé pour l'ensemble des enfants. Près de la moitié de nos fondateurs, soit 899 hommes et 675 femmes, avaient tous les éléments requis et ont donc servi à notre expérience.

MESURE DIRECTE DE LA MORTALITE DES ADULTES

Il existe malheureusement une contrepartie à la sélection d'individus que nous avons opérée. En effet, la qualité des enregistrements des dates de décès et des âges n'est pas complètement indépendante de la mortalité. Deux circonstances dans la saisie des données font que notre mesure de la mortalité ne peut être considérée comme représentative. D'abord, l'enregistrement des décès s'est amélioré dans le temps. Ensuite, le fait que la plupart des âges aient été saisis lors des différents recensements (1666, 1667 et 1681) implique que l'on ignore celui des individus qui, étant décédés relativement jeunes, n'ont pas survécu jusqu'à l'un d'eux. On saisit donc mieux les décès aux âges avancés que les décès aux âges adultes et cela produit des tables où l'on observe une mortalité des adultes trop faible par rapport à celle des personnes âgées.

Mais, pour cette étude, puisqu'il s'agissait de vérifier que la mesure indirecte était un bon estimateur de la mesure directe, il suffisait de faire porter les deux mesures sur la même sous-population. Le tableau 1 donne donc les tables de mortalité des parents masculins et féminins mesurées directement et qui serviront de point de référence pour les mesures indirectes.

TABLEAU 1

Survivants (S_x) de la table de mortalité directe et espérance de vie (e_x) d'une sous-population* parmi les fondateurs du Canada au XVIIe siècle

Sexe maculin		Age	Sexe féminin	
S_x	e_x	x	S_x	e_x
--	--	20	1 000	44,6
1 000	39,6	25	998	39,7
995	34,8	30	994	34,8
979	30,3	35	975	30,5
947	26,3	40	921	27,1
902	22,5	45	883	23,2
828	19,3	50	825	19,6
754	15,9	55	758	16,1
665	12,7	60	680	12,7
544	10,0	65	550	10,1
390	7,9	70	395	8,1
250	5,9	75	259	6,1
130	4,1	80	129	4,7
32	3,9	85	41	4,3
8	3,1	90	15	2,5
1	2,5	95	0	
0		100		

*Pour la définition précise de la sous-population étudiée, voir le texte, p. 4.

Finalement, nous avons vérifié que la mortalité ne variait pas des premières aux dernières générations de fondateurs. Bien que l'on observe une légère détérioration de la mortalité dans le temps, nous nous sommes assurés que cela n'intervenait pas significativement dans la comparaison des mesures directes et indirectes. Nous pouvons donc considérer que la deuxième condition d'application est bel et bien respectée pour la sous-population choisie.

CRITIQUE DES DONNEES NECESSAIRES A L'APPLICATION DES METHODES

Il y a deux données nécessaires à l'application des méthodes d'estimation indirecte de la mortalité des adultes: l'âge moyen des parents à la naissance de leurs enfants et les proportions de non-orphelins par groupes d'âges. La précision des âges qui, pour la plupart proviennent soit d'un couplage avec l'acte de baptême soit d'une déclaration faite par les individus alors qu'ils étaient encore relativement jeunes, ne saurait guère être améliorée; de plus, l'âge moyen des parents à la naissance des enfants est ici calculé directement, contrairement aux autres études utilisant ces méthodes, où, en général, il n'est qu'estimé grossièrement. Nous nous concentrerons donc sur la critique des proportions de non-orphelins qui constituent la principale donnée nécessaire à l'application des méthodes. Nous nous efforcerons de vérifier dans quelle mesure les données telles qu'on les saisit empiriquement, reflètent fidèlement ou, au contraire, s'éloignent des concepts théoriques. En d'autres termes, nous chercherons à valider ou à infirmer les hypothèses d'indépendance entre la mortalité des parents et le fait d'avoir un enfant se mariant entre 1690 et 1709.

En moyenne, nous comptons pour chaque parent, quelque soit son âge au décès, environ trois mariages d'enfants entre 1690 et 1709 de sorte que plusieurs enfants déclarent la survie ou le décès d'un seul et même parent. On étudie donc la mortalité d'un ensemble de parents beaucoup plus restreint que le nombre de déclarations dont on dispose. Cela n'a aucune importance si la mortalité des parents est indépendante du nombre d'enfants qui déclarent leur statut d'orphelin, car, si la mortalité des parents qui n'ont eu qu'un seul enfant ne diffère pas de la mortalité de ceux qui en ont eu dix, il importe peu que l'on pondère la mortalité de ces derniers par un facteur de dix et celle des premiers par un facteur de un. Par contre, si les enfants uniques sont orphelins plus rapidement que les enfants de familles nombreuses, on aura l'impression d'une plus grande survie de parents qu'en réalité.

On peut examiner directement la relation qui existe entre la mortalité des parents et le nombre d'enfants se mariant entre 1690 et 1709, en croisant ces deux variables tel qu'on l'a fait au tableau 2. Tant pour les hommes que pour les femmes, on remarque un certain accroissement de l'âge moyen au décès avec le nombre d'enfants. Toutes choses étant égales par ailleurs, il est évident que plus l'on vit longtemps plus forte est la probabilité d'avoir une grande descendance. Mais, comme cette relation ne joue qu'aux âges de procréation où la mortalité est relativement faible, elle ne saurait exercer un biais très important.

Pour montrer que les proportions de non-orphelins par groupes d'âges quinquennaux au mariage ne sont pas influencées par la surreprésentation des parents de familles nombreuses, nous avons tiré aléatoirement un seul enfant par parent pour en observer la déclaration, remanant ainsi tous les parents à une pondération égale à un. Le tableau 3 montre donc deux séries de proportions de non-orphelins; l'une où l'on considère tous les enfants se mariant (TEM) et l'autre où l'on ne considère qu'un seul enfant se mariant par parent (SEM). Comme on peut le constater, la relation qui

TABEAU 2

Age moyen au décès des parents selon le nombre d'enfants
se mariant entre 1690 et 1709. sous-population*
parmi les fondateurs du Canada au XVIIe siècle

	Nombre d'enfants						
	1	2	3	4	5	6 et +	Ensemble
Pères	63,1	63,1	65,6	66,3	69,2	67,5	65,0
Mères	63,0	64,6	64,1	65,2	67,2	65,0	64,7

* Pour la définition précise de la sous-population étudiée, voir le texte, p. 4.

existe entre l'âge au décès des parents et le nombre d'enfants. exerce un certain biais, puisque là où les chiffres sont significatifs, les proportions de non-orphelins calculées avec l'ensemble des enfants (TEM) sont légèrement supérieures à celles calculées avec un seul enfant (SEM). Mais la mesure de la mortalité en sera peu affectée.

Un autre facteur, propre cette fois à la collecte des données dans les registres paroissiaux, peut exercer une distorsion entre les indices définis formellement et les indices mesurés empiriquement. L'application des méthodes requiert, en effet, les proportions de non-orphelins pour l'ensemble des enfants d'un groupe d'âges donné alors que ce que l'on mesure avec les actes de mariage, ce sont les proportions de non-orphelins d'un groupe d'âges donné qui se marient. S'il y a un lien entre le statut d'orphelin et la nuptialité, les proportions de non-orphelins qui se marient à un âge donné ne seront peut-être pas représentatives des proportions réelles de non-orphelins pour l'ensemble des enfants.

Pour l'ensemble des enfants de notre étude, le graphique 1 montre les proportions de non-orphelins à chaque âge et les proportions de non-orphelins au moment du mariage. On constate que pour les hommes jusqu'à l'âge de 23 ans environ, on a moins de non-orphelins - donc plus d'orphelins - qui se marient que ce que l'on pourrait attendre si les conditions d'indépendance étaient respectées, alors qu'après 23 ans la relation s'inverse. Ceci explique que dans les proportions de non-orphelins de pères présentées au tableau 2, on ait obtenu si peu de différences entre les groupes d'âges 20-24 ans et les groupes d'âges 25-29 ans. La stagnation des proportions de non-orphelins à ces groupes d'âges n'est donc qu'apparente étant liée au mode de collecte. Pour les non-orphelins de mères, les deux courbes sont relativement proches l'une de l'autre jusqu'à 25 ans. Après cet âge, on compte une proportion plus forte de non-orphelins qui se marient que ce que l'on observe pour l'ensemble des enfants.

TABLEAU 3

Proportions de non-orphelins établies à partir des déclarations observées au moment du mariage pour un seul enfant par parent (SEM) et pour l'ensemble des enfants (TEM) se mariant entre 1690 et 1709, sous-population* parmi les fondateurs du Canada au XVIIe siècle

Parents	SEM		Age	TEM	
	Nombre d'enfants	Proportion de non-orph.		Nombre d'enfants	Proportion de non-orph.
Pères	17	0,882	10-14	41	0,756
	237	0,713	15-19	732	0,723
	336	0,610	20-24	998	0,644
	235	0,600	25-29	646	0,630
	48	0,458	30-34	140	0,471
	20	0,200	35-39	47	0,277
	4	0,500	40-44	10	0,300
	2	0,000	45-49	2	0,000
	899	0,621	Ensemble	2 616	0,647
	Mères	17	0,941	10-14	36
149		0,879	15-19	506	0,872
266		0,771	20-24	830	0,793
174		0,730	25-29	516	0,758
51		0,725	30-34	129	0,690
14		0,571	35-39	33	0,606
3		0,000	40-44	9	0,222
1		0,000	45-49	3	0,333
675		0,776	Ensemble	2 062	0,793

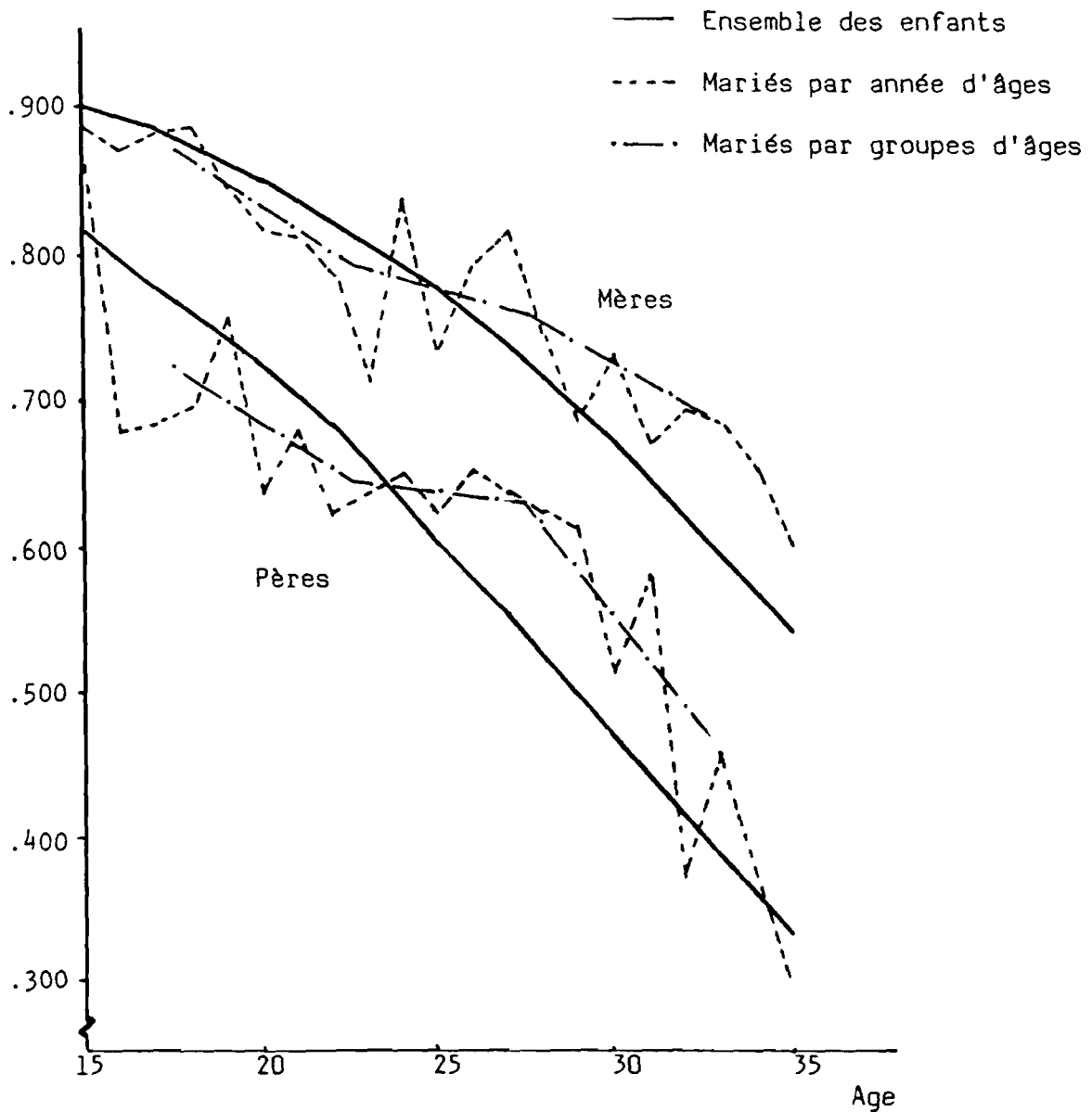
* Pour la définition précise de la sous-population étudiée, voir le texte, p. 4.

Pour les données canadiennes, même en contrôlant l'exactitude des déclarations et la constance de la mortalité, une imprécision s'introduit déjà dans la mesure des données nécessaires à l'application des méthodes indirectes qui risque d'influencer les résultats. Cette imprécision affecte surtout la mesure de la mortalité des hommes. Elle n'est pas due principalement au lien qui pourrait exister entre la mortalité des pères et le fait d'avoir un enfant qui se marie entre 1690 et 1709 mais plutôt au fait que l'âge au mariage n'est pas indépendant du statut d'orphelin par

GRAPHIQUE 1

Proportions de non-orphelins selon l'âge mesurées pour l'ensemble des enfants et mesurées au moment du mariage, enfants se mariant entre 1690 et 1709, sous-population* parmi les fondateurs du Canada, au XVIIe siècle

Proportion de non-orphelins



* Pour la définition précise de la sous-population étudiée, voir le texte, p. 4.

rapport au père. Il semble en effet que les enfants ont tendance à se marier plus jeunes s'ils sont orphelins. Le décès du soutien de famille pourrait alors inciter les enfants à s'établir plus rapidement au sein de nouvelles unités. Ce comportement introduit une distorsion pour l'application des méthodes de mesure indirecte qui n'apparaît pas avec une collecte par recensements ou enquêtes.

APPLICATION DES METHODES INDIRECTES DE MESURE DE LA MORTALITE DES ADULTES

Une fois les proportions de non-orphelins par groupes d'âges évaluées et critiquées, nous pouvons passer à l'application et à la critique des méthodes de Henry et de Brass-Hill proprement dites. Comme on le sait, ces méthodes comportent deux étapes: d'une part, on transforme les proportions de non-orphelins en indices de tables et, d'autre part, on recherche ou ajuste les tables-types qui s'accordent le mieux avec les résultats obtenus. Nous avons réalisé et l'application et la critique de la première étape, nous limitant cependant à une critique pour la deuxième.

1. Méthode Henry

Deux points distinguent notre application de celle qu'avait réalisée Henry dans son article de 1960. D'abord, étant donné la faiblesse des effectifs dont il disposait, Henry n'avait évalué la proportion de non-orphelins qu'à l'âge de 25 ans, alors qu'il nous est possible d'évaluer ces proportions à 20, 25 et même 30 ans. Cela procure l'avantage et pose le problème de l'utilisation de trois indices plutôt que d'un seul, ce dont nous reparlerons plus loin.

Deuxièmement, bien que nous soyons d'accord avec l'idée d'un "ajustement parabolique" qui est à la base du β dans le facteur correctif d'Henry, il faut bien voir que la série de β qu'a calculée Henry repose sur les premières tables-types des Nations-Unies qu'on a considérablement critiquées depuis 1960. En considérant les nombreuses tables-types dont on dispose actuellement, on peut faire une critique sérieuse de la valeur des β de Henry. En fait, on s'aperçoit que les β varient non seulement avec le niveau à l'intérieur des différentes séries de tables-types, mais aussi avec les modèles ou les familles de tables de mortalité que l'on considère. A titre d'exemple, nous avons calculé pour des âges au mariage de 25 ans et pour des niveaux d'espérance de vie à la naissance de 25 et 50 ans pour les femmes, les β des tables des Nations-Unies et des quatre modèles de tables-types de Coale et Demeny:

Niveaux (e_0)	(O.N.U.)	Coale & Demeny			
		Ouest	Est	Nord	Sud
25	0,175	0,371	0,527	0,345	0,557
50	0,350	0,339	0,401	0,285	0,366

Comme on le voit, les β sont extrêmement variables d'une famille à l'autre peut-être même plus qu'entre niveaux d'une même famille. Il faudrait donc si l'on veut continuer à utiliser cette méthode produire un éventail beaucoup plus large de β , calculés avec des modèles et des niveaux utiles à la démographie historique ou contemporaine.

Deux sources d'imprécisions, l'une identifiée à la section précédente et liée au mode de collecte des données et l'autre due au fait que les β ne sont pas bien adaptés à notre modèle de mortalité, entachent les résultats de l'application de la méthode Henry que nous avons tout de même donnés au tableau 4. Pour les hommes, selon que l'on considère les proportions de non-orphelins à 20, 25 ou 30 ans, on remarque que les erreurs dues à la collecte font que l'on observe des niveaux fort disparates de mortalité. Du côté des femmes, on ne remarque pas ce jeu. Affectés de ces deux imprécisions, les $S_a(\bar{x})$ c'est-à-dire les proportions de survivants entre l'âge moyen des parents à la naissance de leurs enfants et cet âge majoré de l'âge moyen au mariage des enfants, auxquels on parvient en appliquant la méthode Henry, s'éloignent plus ou moins des $S_a(\bar{x})$ que l'on tire des tables directes selon la valeur de a (cf. tableau 4).

2. Méthode de Brass-Hill

La correction Brass-Hill consiste essentiellement en un système de poids qui transforme les proportions de non-orphelins en proportions de survivants de x à $(x+N)$ où x est égal à 25 ans pour les femmes et 32,5 ou 37,5 ans pour les hommes et N est l'âge à la déclaration des enfants. La critique de ce système de poids est plus difficile que pour le système de Henry, les poids étant fondés sur des fonctions théoriques complexes et fastidieuses à appliquer. Néanmoins, il serait intéressant de voir les variations que l'on pourrait observer en appliquant les mêmes procédures de calcul mais en utilisant comme fondement une autre table que la table standard de Brass.

Quoi qu'il en soit d'un point de vue théorique, nous pouvons voir au tableau 5 que la méthode, malgré les imprécisions de collecte, donne des indices qui demeurent voisins de ceux auxquels on parvient avec les tables directes.

CHOIX DES TABLES-TYPES CORRESPONDANTES

A l'époque où Louis Henry a mis au point sa méthode, le choix d'une table-type ne se posait pas. Mais sa méthode, comme on le voit dans cette étude, peut conduire à plusieurs indices qui pourront être mieux estimés par un modèle de table-type donnée plutôt que par un autre. Quant à Brass-Hill, lorsqu'ils proposèrent leur méthode, ils y soudèrent l'utilisation de la table standard de Brass. Outre que depuis sa parution, cette table standard a fait l'objet de plusieurs critiques (Wunsch, 1978), son utilisation avec la méthode des proportions de non-orphelins impose le recours à une composante de mortalité infantile. Mais, d'une part, on ne

TABLEAU 4

Probabilités de survie calculées par la méthode Henry
et à partir des tables directes de mortalité

Parents	Age au mariage des enfants (a)	Proportions de non-orphelins (1 - 0(a))	Premières corrections $\frac{1 - 0(a)}{.99}$	Niveau (e_0) tables N.U.		$S_a(x)^2$ Henry	$S_a(x)$ tables directes
Pères	20	0,684 ³	0,691	41,9	0,360	0,713	0,741
	25	0,637 ³	0,643	47,6	0,468	0,672	0,634
	30	0,551 ³	0,557	51,1	0,526	0,590	0,494
	25	0,617 ⁴	0,623	45,7	0,455	0,651	0,634
Mères	20	0,833 ³	0,841	48,3	0,227	0,851	0,838
	25	0,776 ³	0,784	48,3	0,353	0,799	0,772
	30	0,724 ³	0,731	49,7	0,504	0,753	0,695
	25	0,778 ⁴	0,786	48,5	0,353	0,801	0,772

Notes: 1- Pour la méthode Henry, les probabilités de survie sont calculées des âges moyens des parents à la naissance de leurs enfants (x) à cet âge majoré de l'âge du mariage des enfants (a).

2- L'âge moyen des pères à la naissance de leurs enfants est de 37,2 ans et la variance est de 61,9. L'âge moyen des mères à la naissance de leurs enfants est de 29,3 ans et la variance est de 42,9.

3- Calculées avec les groupes d'âges quinquennaux encadrants.

4- Calculée avec les groupes d'âges décennaux encadrants.

TABLEAU 5

Probabilités de survie calculées par la méthode Brass-Hill et à partir
des tables directes de mortalité

Parents	Age au mariage des enfants	Proportions de non-orphelins	Age (N)	Poids ² W (N)	Probabilité de survie Brass-Hill	Probabilité de survie tables directes
Pères	15-19	0,723	20	0,480	0,682	0,737
	20-24	0,644	25	0,345	0,635	0,628
	25-29	0,630	30	0,155	0,496	0,485
	30-34	0,471	35	-0,149	0,248	0,332
	35-39	0,277	40	-0,442		
Mères	15-19	0,872	20	1,028	0,874	0,885
	20-24	0,793	25	1,148	0,798	0,827
	25-29	0,758	30	1,239	0,766	0,774
	30-34	0,690	35	1,313	0,716	0,681
	35-39	0,606	40	1,324		

Notes: 1- Pour la méthode Brass-Hill, la probabilité de survie est calculée de 37,5 ans à (37,5+N) ans pour les pères et des 25 ans à (25+N) ans pour les mères.

2- Les âges moyens des pères et des mères à la naissance de leurs enfants sont de 37,2 ans et 29,3 ans respectivement.

dispose pas toujours d'une telle donnée (en particulier pour le cas présent puisqu'il s'agit d'une population d'immigrants) et d'autre part, la composante de la mortalité infantile nous semble trop déterminante de la table à laquelle l'on parviendra par rapport aux indices de mortalité des adultes. En effet, dans les calculs du β de Brass, on combine les survivants à deux ans avec chacune des estimations des survivants aux âges (X+N). De plus, le calcul du α de Brass dépend aussi des survivants à deux ans. Il nous semble qu'il serait plus opportun de fonder le choix des tables-types uniquement à partir des indices de la mortalité des adultes.

Tant pour la méthode de Henry que pour celle de Brass-Hill, des recherches pourraient être poussées davantage sur les façons de déterminer le modèle et le niveau de mortalité s'adaptant le mieux aux indices qui ressortent de l'application de chacune des deux méthodes.

CONCLUSION

Les données du P.R.D.H. permettent de contrôler parfaitement tous les paramètres qui entrent en ligne de compte dans les méthodes de mesure indirecte de la mortalité des adultes. Cet avantage considérable nous a permis de constater les lacunes de celles-ci tant au niveau de la collecte des données qu'au niveau des méthodes elles-mêmes. Ce qui émerge de la présente expérience, c'est que, d'une part, il y a place pour l'amélioration des méthodes tant au niveau des facteurs correctifs qu'au niveau du choix des tables-types et que, d'autre part, quelle que soit la qualité des informations, il subsistera toujours une imprécision et qu'en conséquence les résultats ne pourront jamais être tout à fait exacts. Ceci est d'autant plus vrai que les résultats obtenus ne s'appliquent qu'à une sous-population d'adultes dont la mortalité n'est peut-être pas représentative de celle de l'ensemble des adultes.

BIBLIOGRAPHIE

- BRASS, W. (1971): On the Scale of Mortality. Biological Aspects of Demography, edited by W. Brass, Taylor and Francis, London, pp. 69-110.
- BRASS, W. and HILL, K. (1973): Estimating Adult Mortality from Orphanhood, Congrès international de la population, UIESP, Liège, vol. 3, pp. 11-123.
- COALE, A. and DEMENY, P. (1983): Regional Model Life Tables and Stable Populations (second edition), Academic Press, New York, 496 p.
- DUPAQUIER, J. (1975): Réflexion sur la mortalité du passé: mesure de la mortalité des adultes d'après les fiches de famille, Annales de démographie historique, La mortalité du passé, Mouton, Paris, pp. 31-78.
- HENRY, L (1960): Mesure indirecte de la mortalité des adultes, Population, vol. 15, no 3, juin-juillet, pp. 457-466.

- LEGARE. J. (1981): Le Programme de recherche en démographie historique de l'Université de Montréal: fondements, méthodes, moyens et résultats, Etudes canadiennes/Canadian Studies, no 10 (juin 1981) pp. 149-182.
- LEGARE. J. et DESJARDINS. B. (1984): Des registres paroissiaux aux généalogies: le rôle de l'ordinateur au Programme de recherche en démographie historique, Archives, vol. 16, no 3 (à paraître).
- NATIONS UNIES (1957): Méthodes de projection démographique par sexe et âge. Etude démographique no 25, Nations Unies, New York, ST/SOA/Ser.A/25, 95 p.
- WUNSCH. G. (1978): Les tables logit à deux paramètres. Un test de la qualité de l'ajustement, Démographie africaine, no 27, pp. 59-67.

SOME EMPIRICAL VERIFICATIONS OF ADULT MORTALITY ESTIMATION
FROM ORPHANHOOD, USING XVIIth AND XVIIIth
CENTURY CANADIAN DATA

by

François Nault
Université de Montréal

Mario Boleda
Universidad de Salta

Jacques Légaré
Université de Montréal

SUMMARY

The use of indirect methods to measure demographic phenomena is generally caused by the impossibility of making a direct measure, due to lack of data. Consequently, the value of the results is impossible to ascertain. Taking advantage of the reconstitution of the Canadian population under the French colonial regime (1608-1765) by the "Programme de recherche en démographie historique" (P.R.D.H.) of the University of Montreal, we have the means to make empirical verifications of the results of the application of Henry's and Brass-Hill's methods on marriages, by comparing them with a direct measure of mortality.

Specifically, we were able to see how much the non-independance of parent's mortality with their own fertility and with the mortality and nuptiality of their children, will affect the indirect measure. Indeed, choosing a precise group of parents, we can, on one hand, control the exactness of the data needed and, on the other hand, make sure that parent's mortality didn't change over time. In that way, we neutralized the effect of two conditions required by the application of the methods in order to ascertain the influence of the third one. Furthermore, the comparison of direct and indirect methods allowed us to criticize and raise questions about the mecanisms underlying the methods themselves.

After a brief methodological statement, we explain how was selected the population of adults on which the experience is based (899 men and 675 women). Their mortality tables are presented in Table 1.

Two informations are needed for the application of indirect methods of estimating adult mortality: the mean age of parents at the birth of their children and more importantly, the proportions of non-orphans by age groups; our study concentrates on the latter. We tried to verify if empirical measures correspond to the theoritical concepts; in other words, we tried to validate the independance between the parent's mortality and the fact of having a child marrying in a given period of time.

Table 2 shows the relation between age at death of parents and the number of children declaring their orphan status, while Table 3 shows the effects of that relation on the proportions of non-orphans. We can see that the bias is not very strong since there is only a small difference between the proportions of non-orphans measured with one child per parent (SEM) and the one measured with all married children (TEM). Yet another bias due to the use of marriages plays a more important role, particularly on the measure of men mortality. Indeed, as shown on Graph 1, the proportions of non-orphans amongst children marrying are different from the same proportions drawn from all the children.

After this estimation of the value of the measured proportions of non-orphans, we criticized the methods themselves. As we know, there are two steps to the methods: first, the proportions of non-orphans have to be turned into mortality table values and secondly the mortality models that best fit those values have to be found or adjusted. Our study covers the application and criticism of the first step, and the criticism of the second one. Table 4 shows the results of the application of Henry's method and Table 5, results for Brass-Hill's method, in comparison with the direct measure that we had made previously.

In 1960, when Louis Henry proposed his method, the U.N. model life tables were the only ones available. Furthermore, his method, with sufficient data as in our study, can give more than one mortality table value, which then complicates the choice of a model. When Brass-Hill submitted their method, they linked it up with the use of the Brass standard table. In addition to the fact that Brass's model has received some criticism, its use requires a component of child mortality, which is not always available and which, we feel, plays a too important role, since it is used in the calculation of the α and the β of the Brass model. We think that it would be more appropriate to choose the mortality model only using values of adult mortality.

Both for Henry's and Brass-Hill's methods, we think that research could be pushed further to find ways of determining which model and which level of mortality better fits the values that arise from the application of the indirect methods.

