

Estimation du solde migratoire par âge au Québec pour la période 1966 à 1971. Comparaison des résultats par les méthodes résiduelles de taux de survie et la méthode des statistiques de l'état civil

Aline Emond et Robert Bourbeau

Volume 4, numéro 2, 1975

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/305798ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/305798ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (imprimé)

1705-1495 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Emond, A. & Bourbeau, R. (1975). Estimation du solde migratoire par âge au Québec pour la période 1966 à 1971. Comparaison des résultats par les méthodes résiduelles de taux de survie et la méthode des statistiques de l'état civil. *Cahiers québécois de démographie*, 4(2), 1-23.
<https://doi.org/10.7202/305798ar>

Estimation du solde migratoire par âge au Québec pour la période 1966 à 1971. Comparaison des résultats par les méthodes résiduelles de taux de survie et la méthode des statistiques de l'état-civil.

PAR

ALINE EMOND⁽¹⁾ ET ROBERT BOURBEAU⁽¹⁾

L'évaluation des flux migratoires peut se faire de façon directe soit par des questions lors d'un recensement, soit à l'aide d'un registre de population. Cependant, le registre de population n'existe que dans quelques pays (Belgique, Pays-Bas, Suède ...) et les données du recensement sur les migrations sont souvent imparfaites.

En l'absence de ces données ou pour des fins moins élaborées, des méthodes indirectes permettent une estimation des migrations, non pas des flux migratoires mais des soldes migratoires.

Ces dernières méthodes d'estimation sont couramment utilisées; de fait, différentes études n'exigent que la connaissance du solde migratoire.

(1) Département de démographie - Université de Montréal
Les auteurs tiennent à remercier M. Marc Termote (INRS-Urbanisation) pour ses conseils judicieux lors de l'élaboration de cet article.

Ces estimations indirectes des soldes migratoires se retrouvent sous deux formes principales; l'estimation peut se faire à l'aide des données statistique de l'état civil, ce qui est probablement la méthode la plus simple, ou par l'application de taux de survie à une population recensée.

Ce dernier procédé s'effectue de différentes façons selon les hypothèses choisies: on parlera alors de méthodes de projection directe, de projection à rebours ou de la moyenne. Quant aux taux de survie, ils peuvent être tirés des tables de survie ou des données du recensement (taux de survie censitaire).

Traitions d'abord de la méthode des statistiques d'état civil.

METHODE DES STATISTIQUES D'ETAT CIVIL

Cette méthode très simple consiste à établir l'accroissement total d'une population entre deux (2) recensements, et de le comparer à l'accroissement naturel établi à l'aide des statistiques de naissances et de décès de l'état civil afin d'en déduire le solde migratoire m^S .

Ainsi

$$m^S_{t,t+n} = (I-E) = (P_{t+n} - P_t) - (N_{t,t+n} - D_{t,t+n}) \quad (1)$$

Solde migratoire = accroissement total - accroissement naturel

où

$m^S_{t,t+n}$ = solde migratoire de la période selon la méthode des statistiques de l'état civil.

I = immigration

E = émigration

P_{t+n} = population recensée à la fin de la période

P_t = population recensée au début de la période

$N_{t,t+n}$ = naissances de la période

$D_{t,t+n}$ = décès de la période

Les termes d'erreurs introduits dans le solde migratoire par ce procédé dépendent de la qualité de l'enregistrement des naissances et des décès ainsi que de la précision de l'énumération aux divers recensements.

Au Québec, les données de l'état civil sont d'une qualité suffisante surtout si elles sont agrégées, c'est-à-dire lorsqu'on considère toutes les naissances et tous les décès au Québec entre le 1er juin 1966 et le 31 mai 1971. Il y aurait plus d'imprécisions si on voulait calculer des soldes migratoires par âge à l'aide de ces données à cause des erreurs de déclaration à certains âges.

La sous-énumération au recensement de 1971 était de l'ordre de 1.93% pour le Canada selon Statistique Canada et de 2.62% au recensement de 1966. La sous-énumération est légèrement supérieure pour le Québec en 1971 soit 2.1%.⁽¹⁾

(1) Statistique Canada no CDN 71E 23 (Partie 1) Rapport d'enquête.

Si la sous-énumération était constante d'un recensement à l'autre, il n'y aurait pas d'erreurs dans le solde migratoire à cause des signes contraires de P_t et P_{t+n} dans l'équation (1). Enfin, puisque la sous-énumération décroît, la sous-évaluation du solde migratoire sera moindre que le pourcentage d'erreur de P_{t+n} ou de P_t . Dans notre cas, le pourcentage d'erreur étant très faible, nous n'en tenons pas compte dans aucune des méthodes utilisées.

Notons enfin que le solde migratoire obtenu par cette méthode comprend des migrants internes et des migrants internationaux; de plus, les migrants pris en compte doivent avoir survécu jusqu'à la fin de la période.

Cette méthode contient un vice de logique puisque l'estimation de l'accroissement naturel ne correspond pas exactement à l'accroissement naturel de la région en l'absence de migrations: les naissances et les décès proviennent des résidents du début de période ainsi que des migrants de la période.

La méthode peut s'appliquer par âge mais elle requiert des données sur les décès qui, bien souvent, ne sont pas disponibles.

C'est pourquoi les méthodes de taux de survie sont employées lorsqu'il s'agit d'estimer la structure par âge du solde migratoire.

METHODE DES TAUX DE SURVIE

La méthode des taux de survie ou méthode de la population attendue s'appuie sur la comparaison de la population à deux recensements successifs.

Il s'agit de calculer à l'aide de taux de survie et des effectifs d'un recensement par sexe et par âge, une population attendue correspondant à la même cohorte.

L'utilisation de cette méthode soulève deux problèmes: le choix d'un ensemble de taux de survie et le choix d'une population de base à laquelle on applique les taux de survie retenus.

Choix d'un ensemble de taux de survie

Deux types de taux sont couramment employés, les taux tirés des tables de survie et les taux de survie censitaires.

Les tables de survie sont très souvent utilisées pour les pays où elles sont calculées à partir de données suffisamment sûres, ce qui est le cas pour le Canada et le Québec. Toutefois, dès que l'utilisation doit se faire pour des sous-ensembles nationaux, leur utilisation peut devenir incertaine à cause des variations régionales de la mortalité. Au Canada, des tables de mortalité sont calculées pour chaque province et parfois même par région intra-provinciale. Même si des tables régionales existent, elles doivent encore s'appliquer à la période qui nous concerne. Si la période intercensitaire est suffisamment longue, il peut s'agir d'utiliser différentes tables du moment pour obtenir une probabilité de survie cohérente.

Dans l'application qui suit aux données du Québec, la période intercensitaire n'étant que de 5 ans, nous avons calculé des taux moyens de survie pour la période, en prenant pour chaque groupe d'âges, la moyenne arithmétique des taux calculés à partir des tables du Québec de 1966 et de 1971 (Statistique Canada).

En utilisant la même table pour toute la population québécoise du même sexe, nous faisons l'hypothèse de l'absence de mortalité différentielle régionale. Nous croyons que la variance autour de cette table moyenne pour le Québec est faible, ce qui ne serait pas le cas si nous avions utilisé des tables canadiennes (D.O. Price, 1955 et J.S. Siegel, 1952).

Une autre façon d'obtenir des taux de survie aurait été de les calculer à partir des données des deux recensements en cause, 1966 et 1971; ce sont les taux de survie censitaires.

L'utilisation de ces taux suppose que la population est fermée, ce qui n'est pas le cas pour le Québec. Nous devons aussi supposer que le pourcentage d'erreur de l'énumération reste constant d'un recensement à l'autre ce qui n'est pas le cas comme nous l'avons souligné précédemment. Toutefois, si nous avons à travailler sur des taux de migrations, l'erreur due aux différences dans le pourcentage d'énumération d'un recensement à l'autre serait neutralisée (H.C. Hamilton, 1966). Notons enfin l'impossibilité de calculer une probabilité de survie pour les naissances de la période.

Toutes ces raisons alliées à la simplicité de l'utilisation des

tables de survie et au peu de différence dans l'ensemble des résultats lorsque l'on raffine les probabilités de survie (D.F. Sly, 1972) militent en faveur du recours aux tables de survie existantes.

Différentes applications des taux de survie

L'application des taux de survie choisis peut se faire de trois façons, on distinguera alors les méthodes de projection directe, de projection à rebours et de la moyenne.

- A) La méthode de projection directe consiste à appliquer les taux de survie $P_{t,t+n}$ à la population présente en début de période P_t pour obtenir une population attendue en fin de période \hat{P}_{t+n} . Cette dernière est comparée à la population observée au recensement de fin de période P_{t+n} pour obtenir un résidu, le solde migratoire net $m_{t,t+n}^d$

$$\begin{aligned} m_{t,t+n}^d &= (I - E) = P_{t+n} - (P_t \times P_{t,t+n}) \quad (2) \\ &= P_{t+n} - \hat{P}_{t+n} \end{aligned}$$

On peut démontrer que cette méthode suppose que tous les événements migratoires se font en toute fin de période.

- B) La méthode de projection à rebours consiste à appliquer à la population de la fin de la période P_{t+n} l'inverse du taux de survie.

Ce procédé fait "revivre" la population du début de période. Nous comparons cette population attendue \hat{P}_t à la population réellement observée au début de période P_t pour obtenir le solde migratoire de la période $m^r_{t,t+n}$.

$$\begin{aligned} m^r_{t,t+n} &= (I - E) = \left(P_{t+n} \times \frac{1}{P_{t,t+n}} \right) - P_t & (3) \\ &= \hat{P}_t - P_t \end{aligned}$$

Au contraire de la première méthode, ce procédé sous-entend que toutes les migrations se font en début de période.

A partir des équations (2) et (3), on peut déduire la relation entre m^d et m^r ; de fait,

$$m^r = \frac{m^d}{p} \quad (4)$$

Puisque le taux de survie (p) est toujours positif, les deux méthodes donneront le même signe pour le solde migratoire; de plus, p étant inférieur à 1, les résultats de la méthode de projection à rebours seront toujours supérieurs, en valeur absolue, aux résultats de la méthode de projection directe. Enfin, on note que plus p se rapproche de l'unité, plus les résultats des deux méthodes se rapprochent.

- C) La méthode de la moyenne consiste à prendre la moyenne arithmétique des soldes migratoires calculés selon les deux autres méthodes pour obtenir le nouveau solde migratoire $m^a_{t,t+n}$.

$$\begin{aligned}
 m_{t,t+n}^a &= (I - E) = \frac{\left[P_{t+n} - (P_t \times p_{t,t+n}) \right]}{2} + \left[\left(P_{t+n} \times \frac{1}{p_{t,t+n}} \right) - P_t \right] \quad (5) \\
 &= \frac{(P_{t+n} - \hat{P}_{t+n}) + (\hat{P}_t - P_t)}{2}
 \end{aligned}$$

Chacune de ces méthodes s'applique par sexe et par âge et la sommation des résultats nous fournira une estimation totale du solde migratoire.

HYPOTHESES ET BIAIS INTRODUIITS DANS LES CALCULS*

- A) Absence de mortalité différentielle entre les migrants et les non-migrants.

Chacune de ces méthodes suppose que l'on accorde une probabilité égale de mourir aux migrants et aux non-migrants.

Pour corriger ce biais, on pourrait attribuer aux migrants un quotient de mortalité selon leur lieu d'origine.

C'est un terme d'erreur difficile à corriger; en effet, obtenir le lieu d'origine de chacun des migrants comme d'ailleurs obtenir tous les flux migratoires est pratiquement impossible sans un registre de population.

Donc chacune des méthodes contient ce biais que l'on peut considérer de plus en plus faible à mesure qu'il y a convergence ré-

* Le calcul des biais et de leurs facteurs correctifs a été fait par Claude Dionne (1970) et Guillaume Wunsch (1969)

gionale des niveaux de mortalité. Des calculs ont démontré (Wunsch 1969) que le biais sera d'autant plus grand que le solde migratoire est faible par rapport à l'immigration, de l'ordre de 2 à 10% selon l'âge pour la méthode directe.

B) Répartition des migrations durant la période considérée

Si nous conservons une hypothèse de mortalité égale pour les migrants et les non-migrants du même âge, chacune des méthodes sous-entend une hypothèse de concentration temporelle des migrations dont il faut tenir compte et qu'il faut corriger.

A) Si nous supposons une migration uniformément répartie durant toute la période, le solde migratoire réel $m^*_{t,t+n}$ qui tiendrait compte de la mortalité des migrants doit s'écrire:

$$m^*_{t,t+n} = (I-E) = P_{t+n} - \left(P_t \times P_{t,t+n} \right) + 0.5 (I-E) q_{t,t+n} \quad (6)$$

où $q_{t,t+n}$ = probabilité de mourir durant la période pour les personnes d'âges x au début de la période.

Donc en tenant compte de la mortalité des migrants dans l'hypothèse d'une répartition uniforme:

- La méthode de projection directe (2) sous-évalue la vraie valeur du solde migratoire et le facteur correctif $\frac{1}{1 - 0.5q_{t,t+n}}$ doit être appliqué.

- La méthode de projection à rebours (3) surestime le solde migratoire réel et la correction suivante doit être apportée:

$$\frac{1 - q_{t,t+n}}{1 - 0.5 q_{t,t+n}}$$

- La méthode de la moyenne (5) surestime le solde migratoire qu'il faut corriger par le facteur

$$\frac{1 - q_{t,t+n}}{1 - 0.5 q_{t,t+n}^2}$$

- B) Si plutôt qu'une répartition uniforme des migrations, nous avons une concentration des migrations en début de période, c'est-à-dire par exemple en moyenne vers le premier quart de la période intercensitaire, chacune des méthodes devrait être corrigée par les facteurs suivants:

méthode de projection directe (2) $\frac{1}{1 - 0.75 q_{t,t+n}}$

méthode de projection à rebours (3) $\frac{1 - q_{t,t+n}}{1 - 0.75 q_{t,t+n}}$

méthode de la moyenne (5) $\frac{1 - q_{t,t+n}}{1 - 5/4 q_{t,t+n} + 3/8 q_{t,t+n}^2}$

- C) Si enfin la concentration des migrations est à la fin de la période intercensitaire, c'est-à-dire en moyenne au troisième quart, chacune des méthodes engendre un nouveau terme d'erreur:

$$\text{méthode de projection directe (2)} \quad \frac{1}{1 - 0.25 q_{t,t+n}}$$

$$\text{méthode de projection à rebours (3)} \quad \frac{1 - q_{t,t+n}}{1 - 0.25 q_{t,t+n}}$$

$$\text{méthode de la moyenne (5)} \quad \frac{1 - q_{t,t+n}}{1 - 3/4 q_{t,t+n} + 1/8 q_{t,t+n}^2}$$

Enfin si nous comparons mathématiquement les biais de chacune des méthodes selon les diverses hypothèses de distribution des migrations, la méthode de projection directe s'avère plus juste sans correction si les migrations se font surtout en fin de période, la méthode de projection à rebours sera plus précise si la concentration est en début de période et enfin la méthode de la moyenne donne un biais très faible quelle que soit la distribution.

Etant donné la nature des biais précédemment établis, il est important de faire des hypothèses de répartition des migrations avant de choisir une méthode d'estimation et de corriger le solde migratoire en conséquence par la suite.

Si la migration (immigration et émigration) s'est faite surtout en début de période, la méthode de la moyenne sans correction (5) est à conseiller ensuite la méthode de projection directe corrigée par $\frac{1}{1-0.5q_{t,t+n}}$ et la méthode de projection à rebours sans correction (3), ces deux dernières ayant un biais égal dans ce cas.

Si, par ailleurs, la migration s'est faite surtout au milieu de la période où selon une répartition uniforme, la méthode la plus près de la réalité serait la méthode de projection directe corrigée par $\frac{1}{1 - 0.5q_{t,t+n}}$ suivie de la méthode de la moyenne sans correction (5).

Enfin, lorsque les flux sont concentrés à la fin de la période, la méthode de projection directe corrigée de $\frac{1}{1 - 0.5q_{t,t+n}}$ suivie de la méthode de projection directe sans correction (2) s'avèrent les moins biaisées.

Le solde migratoire estimé par les différentes méthodes de taux de survie avec toutes les hypothèses sous-jacentes, reste empreint de l'erreur due à la sous-énumération des recensements. Tel qu'expliqué dans la méthode des statistiques d'état civil, cette erreur est de peu d'importance pour le Canada et le Québec; des corrections pourraient cependant être apportées au solde migratoire pour en tenir compte (H. Stone, 1967).

Notons aussi que ces estimations de migrations comprennent des migrants internationaux et nationaux, qu'il est à peu près impossible de différencier dans l'état actuel des données.

Toutes ces considérations sur les méthodes indirectes d'estimation du solde migratoire prendront un sens plus concret dans leur application au Québec pour la période 1966-1971.

LES RESULTATS DE L'APPLICATION DES METHODES INDIRECTES D'ESTIMATION
DU SOLDE MIGRATOIRE

Les tableaux I et II présentent les résultats de l'application de chacune des trois méthodes utilisant des taux de survie: la méthode de **projection** directe, la méthode de projection à rebours et la méthode de la moyenne; on se rappelle que la distinction entre ces méthodes a trait à la manipulation des décès et à la prise en compte des décès des migrants. Les résultats sont donnés par sexe et par groupe d'âges quinquennaux.

On note que les résultats sont conformes aux méthodes utilisées: en effet, pour chaque groupe d'âges, les résultats de la méthode de projection à rebours sont toujours supérieurs en valeur absolue aux résultats de la méthode de projection directe et les résultats de la méthode de la moyenne se situent toujours entre les résultats des deux autres méthodes. D'autre part, tel que l'équation (4) l'a établi, les méthodes de projection directe et à rebours donnent toujours le même signe pour le solde migratoire; en outre, plus le taux de survie se rapproche de l'unité, plus les résultats des deux méthodes sont semblables.

Tableau I: Estimations des soldes migratoires par groupes d'âges selon les méthodes de projection directe, de projection à rebours et de la moyenne entre 1966 et 1971 au Québec.

Sexe masculin

Groupes d'âges (x, x+4)	$p(x, x+4)^*$ 1966-71 (1)	$P(x, x+4)$ au 1.6.1966 (2)	$\hat{P}(x, x+4)$ au 1.6.1971 (3)=(2)x(1)	$P(x, x+4)$ au 1.6.1971 (4)	m^d directe (5)=(4)-(3)	m^r à rebours (6)=(5)+(1)	m^a moyenne (7)=(5)+(6) 2
Naiss. 1966-71	.974415	259371					
0-4	.995337	325695	252735	246190	-6545	-6717	-6631
5-9	.997163	347537	324176	324085	- 91	- 91	- 91
10-14	.995385	321780	346551	342270	-4281	-4293	-4287
15-19	.991795	284079	320295	315035	-5260	-5284	-5272
20-24	.991189	234230	281748	271985	-9763	-9844	-9804
25-29	.992001	188884	232166	239825	7659	7727	7693
30-34	.990286	186412	187373	190340	2967	2991	2979
35-39	.985454	186689	184601	181155	-3446	-3480	-3463
40-44	.976270	175646	183973	177600	-6373	-6467	-6420
45-49	.960392	147396	171478	166395	-5083	-5207	-5145
50-54	.935201	132771	141558	137600	-3958	-4121	-4040
55-59	.900098	109447	124168	122325	-1843	-1970	-1907
60-64	.852450	84419	98513	99195	682	757	720
65-69	.790028	62749	71963	73630	1667	1956	1812
70-74	.702955	46103	49573	49345	- 228	- 289	- 259
75-79	.586985	28806	32408	31155	-1253	-1782	-1518
80-84	.454694	15408	16909	16925	16	27	22
85-89	.322448	6047	7006	7135	129	283	206
90+	.207691	1829	2685	2370	- 229	- 710	- 470
Total					-35233	-36514	-35875

$$* p(x, x+4) = Lx+5, x+9 / Lx, x+4$$

Tableau II: Estimations des soldes migratoires par groupes d'âges selon les méthodes de projection directe, de projection à rebours et de la moyenne entre 1966 et 1971 au Québec.

Sexe féminin

Groupes d'âges (x, x+4)	$p(x, x+4)^*$ 1966-71 (1)	$P(x, x+4)$ au 1.6.1966 (2)	$\hat{P}(x, x+4)$ au 1.6.1971 (3)=(2)x(1)	$P(x, x+4)$ au 1.6.1971 (4)	m^d directe (5)=(4)-(3)	m^r à rebours (6)=(5)+(1)	m^a moyenne (7)=(5)+(6) 2
Naiss. 1966-71	.979499	247211					
0-4	.996391	306794	242143	234325	-7818	-7982	-7900
5-9	.998203	335337	305687	309525	3878	3892	3885
10-14	.997395	306430	334734	329105	-5629	-5640	-5634
15-19	.997125	282236	305785	306255	470	471	470
20-24	.996791	239928	281425	277430	-3995	-4006	-4000
25-29	.996034	191861	239150	238605	- 553	- 555	- 554
30-34	.994363	135833	191100	188525	-2575	-2585	-2580
35-39	.991424	189538	184790	180625	-4165	-4189	-4177
40-44	.986796	178999	187913	180200	-7713	-7786	-7750
45-49	.978973	150864	176635	172440	-4195	-4252	-4224
50-54	.966316	134782	147692	145275	-2417	-2468	-2442
55-59	.950746	110024	130000	130000	- 300	- 300	- 315
60-64	.917825	90675	105461	108420	2959	3113	3036
65-69	.877581	71064	83223	86895	3672	4000	3836
70-74	.794752	53519	62364	63445	1081	1231	1156
75-79	.675876	35393	42534	42410	- 124	- 156	- 140
80-84	.521375	19450	23921	24720	799	1182	991
85-89	.355365	8341	10141	10990	849	1628	1238
90+	.438137	2895	4232	4005	- 227	- 639	- 433
Total					-26012	-25061	-25537

$$* p(x, x+4) = Lx+5, x+9 / Lx, x+4$$

Attardons-nous d'abord sur les résultats globaux (Tableau III).

Tableau III: Résultats de l'application des trois méthodes de taux de survie pour chacun des sexes et pour l'ensemble du Québec, 1966-1971.

Méthode	Migration nette		
	Sexe masculin	Sexe féminin	Total
Projection directe	-35233	-26012	-61245
Projection à rebours	-36514	-25061	-61575
Moyenne	-35875	-25537	-61412

L'estimation de la migration nette de l'ensemble du Québec varie peu quelle que soit la méthode utilisée; en effet, la méthode de projection directe donne une migration nette de -61245 alors que la méthode de projection à rebours conduit à un résultat de -61575; la méthode de la moyenne se situe évidemment entre les deux estimations précédentes avec une migration nette de -61412. Lorsque l'on distingue selon le sexe, les écarts entre les résultats des trois méthodes sont cependant plus appréciables.

Face à de tels résultats, nous avons opté pour l'estimation fournie par la méthode de projection directe comme étant la meilleure principalement à cause de sa signification démographique; en effet, on conçoit mieux de faire survivre des personnes d'une période à l'autre que de les faire revivre. Une autre raison milite en faveur de la méthode de projection directe: avec une hypothèse de concentration de la migration en milieu de période, on a montré précédemment que la méthode de projection directe corrigée donnait les meilleurs résultats. Or, en l'absence d'informations précises sur la distribution temporelle de la migration, il est de mise de faire l'hypothèse d'une répartition uniforme de la migration sur l'ensemble de la période.

La correction de la méthode de projection directe selon l'hypothèse retenue fait l'objet du tableau IV: elle conduit à évaluer la perte nette due à la migration pour le Québec entre 1966 et 1971 à 61278. On note que la correction apportée ne modifie que légèrement les premières estimations.

Tableau IV: Corrections des résultats obtenus par la méthode de projection directe selon une hypothèse de concentration de la migration en milieu de période.

Groupes d'âges	Sexe masculin		Sexe féminin	
	m^d directe	m^d corrigé	m^d directe	m^d corrigé
0- 4	-6545	-6630	-7818	-7899
5- 9	- 91	- 91	3878	3881
10-14	-4281	-4281	-5629	-5635
15-19	-5260	-5282	470	470
20-24	-9763	-9806	-3995	-4001
25-29	7659	7690	- 553	- 553
30-34	2967	2981	-2575	-2582
35-39	-3446	-3471	-4165	-4183
40-44	-6373	-6450	-7713	-7764
45-49	-5083	-5186	-4195	-4240
50-54	-3958	-4091	-2417	-2458
55-59	-1843	-1940	- 309	- 317
60-64	682	736	2959	3086
65-69	1667	1863	3672	3911
70-74	- 228	- 268	1081	1205
75-79	-1253	-1579	- 124	- 148
80-84	16	22	799	1050
85-89	129	195	849	1253
90-94	- 229	- 379	- 227	- 377
TOTAL	-35233	-35977	-26012	-25301

$$m^d \text{ corrigé} = m^d \times \left[\frac{1}{1 - .5q} \right]$$

Une pratique courante pour évaluer notre dernière estimation est de la comparer au résultat obtenu par la méthode des statistiques d'état civil: cette méthode consiste simplement à faire la différence entre l'accroissement total d'une population et son accroissement naturel (naissances moins décès) pour l'ensemble d'une période. Voici les résultats de cette méthode pour le Québec entre le 1er juin 1966 et le 1er juin 1971 (tableau V).

Tableau V: Estimation de la migration nette de la période 1966-71 par la méthode des statistiques de l'état civil, Québec.

	ANNEES						TOTAL
	1966*	1967	1968	1969	1970	1971@	
Population au 1er janvier ('000)	5740	5826	5902	5961	6002	6017	
Population au 1er juin ('000)	5781	5864	5928	5985	6013	6028	
Nombre de naissances	65825	104679	100724	99642	96680	39034	506584
Nombre de décès	22563	38665	39537	40103	40392	16974	198234
Accroissement naturel	43262	66014	61187	59539	56288	22060	308350
Accroissement total	45000	76000	59000	41000	15000	11000	247000
Solde migratoire	+ 1738	+ 9986	- 2187	-18539	-41288	-11060	- 61350

Sources: Population: Estimation trimestrielle de la population, Statistique Canada, mars 1975.
Recensement 1966 et 1971.

Naissances et décès: Statistique Canada, Statistiques de l'état civil

* Les événements sont pris en compte du 01.06.1966 au 31.12.1966;

@ Les événements sont pris en compte du 01.01.1971 au 31.05.1971;

c'est-à-dire que nous avons pris les 7/12 des naissances et des décès de l'année 1966 et les 5/12 des naissances et des décès de l'année 1971. Ce sont les données sur les naissances différées pour lesquelles nous n'avons pas la répartition mensuelle qui nous ont contraints de procéder de la sorte plutôt que de relever les événements par mois.

Selon la méthode des statistiques de l'état civil, il est sorti du Québec entre 1966 et 1971, 61350 personnes de plus qu'il n'en est entré. Il est cependant de mise de rappeler que cette méthode n'est pas sans faille et qu'elle ne saurait constituer un point de référence absolu pour évaluer les estimations provenant d'autres méthodes. De fait, elle est soumise aux erreurs d'enregistrement des événements et de dénombrement de la population; au Québec, cependant, ces erreurs sont suffisamment négligeables pour supposer que les résultats en sont peu empreints.

Cette réserve étant faite, on peut souligner la coïncidence presque parfaite des deux estimations: un écart de 72 "migrants nets" sépare l'estimation de la méthode des statistiques de l'état civil et celle de la méthode de projection directe corrigée.

Il ne faut pas s'étonner outre mesure de ce résultat; avec, d'autre part, un choix adéquat des taux de survie pouvant s'appliquer à notre population pendant la période étudiée et, d'autre part, un système presque parfait d'enregistrement et d'énumération, la coïncidence de deux estimations devrait aller de soi et n'être redevable en rien du hasard ou de la magie toute démographique soit-elle.

Nos résultats nous laissent donc supposer que nous avons fait un choix judicieux de nos taux de survie.

LES RESULTATS SELON LE SEXE ET L'ÂGE

La méthode de la population attendue ou des taux de survie permet

d'obtenir les soldes migratoires selon le sexe et selon les groupes d'âges. Voyons ce que l'on peut en tirer comme informations.

Les commentaires proviennent de l'analyse du tableau IV où sont regroupés les résultats de la méthode de projection directe corrigée selon l'hypothèse de concentration de la migration en milieu de période.

Pour l'ensemble du sexe masculin, la perte due à la migration sur la période 1966-71 est de 35977 alors qu'elle se chiffre à 25301 pour le sexe féminin; ainsi la variation de la population par la migration a plus affecté le sexe masculin (la perte étant supérieure de 42% pour les hommes).

Si l'on s'interroge sur les groupes d'âges qui sont surtout responsables de cette perte nette, on trouve que chez les hommes, le solde est négatif de 0 à 25 ans, de 35 à 60 ans, de 70 à 79 ans et de 90 à 95 ans et que, chez les femmes, il est négatif de 0 à 5 ans, de 10 à 15 ans, de 20 à 60 ans, de 75 à 80 ans et de 90 à 95 ans.

Puisqu'on explique souvent une partie importante de la migration des femmes et des enfants à partir de la migration des hommes, voyons quelle relation on trouve ici. Le solde migratoire des hommes de 25 à 35 ans est positif de même que celui des enfants de 5 à 10 ans de sexe féminin uniquement: cela suggère que les hommes de 25 à 35 ans qui viennent s'établir au Québec sont accompagnés de jeunes enfants de 5 à 10 ans mais qui ne seraient que des filles !...

D'autre part, les hommes de 35 à 60 ans (solde migratoire de -21138) qui quittent le Québec le feraient en compagnie de femmes de 30 ans à 55 ans (solde migratoire de -21227) et d'enfants de 0 à 5 ans et de 10 à 20 ans (solde migratoire de -29737): ceci nous semble plus familier comme phénomène.

De plus, on doit souligner le solde positif des hommes de 60 à 70 ans (2,599) et celui des femmes de 60 à 75 ans (8,202): le Québec serait-il un paradis pour personnes à la retraite?

S'il en est ainsi pour les personnes âgées, ce n'est certes pas le cas pour les personnes faisant partie de la population active: il y a une perte nette d'hommes de 35 à 60 ans (environ 60% de la perte totale masculine) et de femmes de 20 à 60 ans (plus de 100% de la perte totale féminine): ne trouve-t-on pas là un reflet de la situation économique et sociale qui a prévalu au Québec entre 1966 et 1971?

En résumé, les échanges du Québec avec l'extérieur entre 1966 et 1971 lui ont fait gagné des filles de 5 à 10 ans, des hommes de 25 à 35 ans et des personnes de deux sexes au-dessus de 60 ans; il a cependant connu une perte pour tous les autres groupes d'âges et sa perte nette totale se chiffre à 61,278 personnes selon la méthode de projection directe corrigée. En l'absence de mouvements migratoires, la population du Québec se serait donc accrue de 5.33% entre le 1er juin 1966 et le 1er juin 1971; cependant, les phénomènes migratoires défavorables au Québec ont ramené la croissance à 4.27% durant cette période intercensitaire.

Cet article nous a permis de constater que les trois méthodes d'estimation de la migration nette qui font appel à des taux de survie (méthode de projection directe, de projection à rebours et de la moyenne) conduisent à des résultats qui sont très semblables et que la manipulation des décès des migrants à peu d'impact sur le résultat total. De fait, ce phénomène est assez normal puisque les taux de mortalité sont très faibles aux âges où le solde migratoire est le plus élevé.

Nous n'avons cependant pas pu apprécier jusqu'à quel point le choix des taux de survie influence les résultats; il aurait fallu tester d'autres ensembles de taux de survie. On peut tout de même souligner que d'autres auteurs (Sly, 1972 et Tarver, 1962) ont montré qu'il était inutile de raffiner outre mesure les taux de survie.

Notre estimation de la migration nette par la méthode de projection directe corrigée selon l'hypothèse de concentration de la migration en milieu de période coïncide quasi-parfaitement avec l'estimation tirée de la méthode des statistiques de l'état civil. Devant ce résultat, on peut se demander s'il ne faudrait pas privilégier la méthode des statistiques de l'état civil qui est beaucoup plus simple pour estimer la migration nette lorsque les données nous semblent adéquates.

Mai 1975.

BIBLIOGRAPHIE

- Dionne, Claude: Estimation des soldes migratoires internes par la comparaison de deux recensements, Recherches Economiques de Louvain, XXXVIe, no 4, nov. 1970 p. 309-340.
- Hamilton, Horace C.: Effect of census errors on the measurement of net migration, Demography, 1966 vol. 3, no. 2, p. 393-415.
- Nations-Unies: Methods of Measuring Internal Migration, ST/SOA/Series A/47, New-York, 1970.
- Price, Daniel O.: Examination of two sources of error in the estimation of net internal migration, Journal of the American Statistical Association, 1955 sept.
- Siegel, Jacob S. and Hamilton Horace C.: Some considerations in the use of the residual method of estimating net migration, Journal of the American Statistical Association, 1952.
- Sly, David F.: Evaluating of Net Migration and Net Migrations Rates based on survival Ratios corrected in Varying Degrees, Journal of the American Statistical Association, June 1972, Vol. 67, no 338, p. 313-318.
- Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces, 1965-1967, cat. no 84-527, Tables de mortalité, Canada et Provinces, 1970-1972, Cat. no 84-532.
- Stone, Leroy O.: Evaluating the relative accuracy and significance of net migration estimates, Demography, 1967, vol. 4, no 1, p. 310-330.
- Tarver, J.D.: Evaluation of Census survival rates on estimating net migration, Journal of the American Statistical Association, dec. 1962, vol. 57, p. 841-62.
- Termote, Marc: Méthodes d'analyses migratoires, Notes de cours, 1975.
- Wunsch, Guillaume: Le calcul des soldes migratoires par la méthode de la population attendue - caractéristiques et évaluation des biais, Population et famille, no 18, juin 1969 p. 49-61.