

Article

« L'effet du sous-dénombrement sur l'estimation des soldes migratoires par groupe quinquennal de génération et par sexe, Québec, 1971 et 1976 »

Robert R. Bourbeau et Norbert Robitaille

Cahiers québécois de démographie, vol. 9, n° 1, 1980, p. 59-86.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/600809ar>

DOI: 10.7202/600809ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

Robert R. BOURBEAU et Norbert ROBITAILLE*: L'EFFET DU SOUS-DÉNOMBREMENT
SUR L'ESTIMATION DES SOLDES MIGRATOIRES PAR GROUPE QUINQUEN-
NAL DE GÉNÉRATION ET PAR SEXE, QUÉBEC, 1971-1976

RÉSUMÉ

L'estimation des mouvements migratoires par le biais de soldes migratoires conduit à faire porter sur cette mesure tout le poids des erreurs attachées aux différentes composantes utilisées (population et événements). Une erreur relative sur une composante dont l'effectif est important a un impact plus grand sur une mesure résiduelle qu'une erreur relative similaire sur les événements. C'est pourquoi une correction est apportée au calcul des soldes migratoires par groupe d'âge et par sexe de la période 1971-76 afin de tenir compte du sous-dénombrement différentiel de la population du Québec entre 1971 et 1976. La prise en compte du sous-dénombrement conduit à une estimation du solde migratoire de +20 507 alors que le solde non corrigé était de -35 418, soit un écart de 55 925. Un examen de la fiabilité de ces estimations corrigées est proposé et suggère l'utilisation d'intervalles de confiance pour mieux décrire le phénomène.

* Département de démographie, Université de Montréal, C.P. 6128, Succursale A, Montréal H3C 3J7.

L'EFFET DU SOUS-DÉNOMBREMENT
SUR L'ESTIMATION DES SOLDES MIGRATOIRES
PAR GROUPE QUINQUENNAL DE GÉNÉRATION ET PAR SEXE,
QUÉBEC, 1971 – 1976

Par Robert R. BOURBEAU et Norbert ROBITAILLE*

Introduction⁽¹⁾

L'estimation indirecte du solde migratoire peut s'obtenir à l'aide de deux méthodes principales: la méthode des statistiques de l'état civil et la méthode des probabilités de survie (Emond, A. et Bourbeau, R., 1975). La seconde méthode offre un avantage considérable puisqu'elle permet de connaître la structure par âge du solde migratoire; cependant, pour en tirer tout le profit, la méthode doit répondre à deux exigences: d'une part, elle doit utiliser des probabilités de survie qui

* Département de démographie, Université de Montréal, C.P. 6128, Succursale A, Montréal H3C 3J7.

(1) Ce travail a été effectué dans le cadre d'une recherche sur la migration des groupes linguistiques, recherche financée par le Conseil de la langue française du Québec. Nous tenons à remercier Linda Demers pour sa collaboration à toutes les étapes de la préparation de ce travail.

s'appliquent bien à la période étudiée et, d'autre part, elle doit supposer l'absence de sous-dénombrement ou, du moins, sa constance dans le temps suivant les générations.

La première exigence est généralement satisfaite alors que la seconde ne l'est pas; en fait, le sous-dénombrement varie sensiblement d'un recensement à l'autre et surtout d'un groupe d'âge à l'autre, de telle sorte que le sous-dénombrement suivant les générations est loin d'être constant dans le temps (Gosselin, F. et Théroux, G., 1978).

Pour tirer parti de l'avantage de la méthode des probabilités de survie, on se doit de prendre en compte l'effet du sous-dénombrement sur les soldes migratoires. Notre but est donc de préciser le rôle du sous-dénombrement dans l'estimation des soldes migratoires et d'en montrer l'impact sur les résultats pour la période 1971-76 au Québec.

Nous présentons d'abord les estimations des soldes migratoires sans correction pour l'effet du sous-dénombrement; puis, après avoir précisé le rôle du sous-dénombrement, nous présenterons les estimations corrigées des soldes migratoires en insistant sur le niveau de précision de ces estimations.

1. Estimation des soldes migratoires par groupe quinquennal de génération et par sexe par la méthode des probabilités de survie, sans correction des effets du sous-dénombrement

Dans un premier temps, nous présentons les résultats de l'application de la méthode des probabilités de survie⁽²⁾ sans correction des effets du sous-dénombrement pour la période 1971-76 au Québec.

(2) Le terme "probabilité de survie" convient mieux que celui de "taux de survie" couramment employé pour décrire le coefficient de survie utilisé dans cette méthode.

La méthode des probabilités de survie est basée sur la comparaison des effectifs de la population à deux recensements successifs, soit la population recensée au 1^{er} juin 1971 ($r_{p.71}$) et au 1^{er} juin 1976 ($r_{p.76}$). Dans le cas d'un enregistrement parfait, la différence entre les effectifs d'un groupe de génération à ces deux dates provient des décès et du solde migratoire survenant entre ces dates au sein de ce groupe de génération.

$$\text{Ainsi, } r_{p_{x+5,x+9}}^{76} - r_{p_{x,x+4}}^{71} = -D_{x,x+4}^{71-76} + m_{x,x+4}^{71-76}$$

L'application des quotients de mortalité $K_{x,x+4}^{71-76}$ (compléments à un des probabilités de survie, $p_{x,x+4}^{71-76}$) à une population appropriée permet de connaître le nombre de décès ($D_{x,x+4}^{71-76}$) à l'intérieur du groupe de génération durant la période 1971-76; le solde migratoire est alors obtenu par défaut:

$$m_{x,x+4}^{71-76} = r_{p_{x+5,x+9}}^{76} - r_{p_{x,x+4}}^{71} + D_{x,x+4}^{71-76}$$

Les probabilités de survie à utiliser sont tirées de tables de mortalité pouvant s'appliquer à la période étudiée, 1971-76. On dispose pour la population du Québec de tables de mortalité complètes par sexe pour la période 1972-74 (Registre de la population, 1976). Les tables font intervenir les décès des années 1972, 1973 et 1974 ainsi que les populations estimatives par âge et par sexe pour ces mêmes années.

Les probabilités de survie calculées à partir de la population stationnaire associée à cette table de mortalité ont été utilisées comme probabilités moyennes de survie durant la période 1971-76⁽³⁾:

$$p_{x,x+4}^{72-74} = \frac{L_{x+5,x+9}^{72-74}}{L_{x,x+4}^{72-74}} = p_{x,x+4}^{71-76}$$

(3) La table de survie utilisée (1972-74) n'est pas exactement centrée sur la période 1971-76; il aurait fallu prendre en compte les décès de 1975. On risque alors de surestimer légèrement les décès mais ce biais est négligeable et n'affecte en rien nos commentaires.

Ces probabilités de survie ont été appliquées à la population recensée au début de la période $r_{p,x,x+4}^{71}$; il s'agit donc de la méthode de projection directe⁽⁴⁾ qui suppose que tous les événements migratoires se font en toute fin de période.

Ainsi, le solde migratoire par groupe quinquennal de génération sera:

$$\begin{aligned} m_{x,x+4}^d &= r_{p,x+5,x+9}^{76} - r_{p,x,x+4}^{71} \cdot p_{x,x+4}^{71-76} \\ &= r_{p,x+5,x+9}^{76} - r_{p,x,x+4}^{71} (1 - k_{x,x+4}^{71-76}) \\ &= r_{p,x+5,x+9}^{76} - r_{p,x,x+4}^{71} + r_{p,x,x+4}^{71} \cdot k_{x,x+4}^{71-76} \\ m_{x,x+4}^d &= r_{p,x+5,x+9}^{76} - r_{p,x,x+4}^{71} + D_{x,x+4}^{71-76} \end{aligned}$$

Pour les naissances survenant entre 1971 et 1976 (N^{71-76}), la formule devient:

$$\begin{aligned} m_N^d &= r_{p_{0-4}}^{76} - N^{71-76} \cdot p_N^{71-76} \\ \text{où } p_N^{71-76} &= \frac{L_{0-4}}{5S_0} \end{aligned}$$

Quant au groupe ouvert, 80 ans et plus, le solde migratoire est obtenu de la façon suivante:

$$\begin{aligned} m_{80+}^d &= r_{p_{85+}}^{76} - \left(r_{p_{80-84}}^{71} \cdot p_{80-84}^{71-76} - r_{p_{85+}}^{71} \cdot p_{85+}^{71-76} \right) \\ \text{où } P_{85+} &= \frac{L_{90+}}{L_{85+}} \end{aligned}$$

(4) Voir Emond et Bourbeau (1975) pour une discussion de l'application des probabilités de survie, p. 7.

Les tableaux 1a et 1b présentent les résultats de la méthode des probabilités de survie sans correction pour le sous-dénombrement; on y retrouve les décès⁽⁵⁾ et les soldes migratoires par groupe de génération et par sexe.

Le solde migratoire des hommes est de -20 225 et celui des femmes de -15 193; ainsi, si on ne tient pas compte du sous-dénombrement, le solde migratoire de la période 1971-76 pour les deux sexes réunis serait de -35 418.

Ces estimations des soldes migratoires sont du même type que celles qui sont couramment diffusées; rappelons que ces estimations seraient exactes en l'absence de sous-dénombrement et acceptables si celui-ci était constant dans le temps suivant les générations. En fait, cette condition est loin d'être remplie puisque le sous-dénombrement varie sensiblement d'un recensement à l'autre et surtout d'un groupe d'âge à l'autre.

2. Effet du sous-dénombrement

Pour bien montrer l'effet du sous-dénombrement sur l'estimation du solde migratoire, nous prendrons un exemple pour un groupe de génération. Les hommes âgés de 15 à 19 ans en 1971 ont connu un taux de sous-dénombrement de 2,59%; en 1976, ces personnes âgées alors de 20 à 24 ans ont connu un taux de sous-dénombrement plus élevé, soit 8,04% (Robitaille, N. et Bourbeau, R., 1979b); dans le calcul du solde migratoire, ceci signifie que 5,45% des effectifs de ce groupe de génération sont comptés comme émigrants ou sortants sans s'être déplacés.

(5) Le nombre total de décès obtenus par cette méthode est légèrement supérieur à celui donné par la statistique de l'état civil pour la période 1971-76; cet écart provient du fait que la table de mortalité n'est pas parfaite de même que l'enregistrement des décès en plus des effets possibles de structure (surtout pour les 85 ans et plus).

Tableau 1a)

Estimations des soldes migratoires par groupe d'âge par la méthode
des probabilités de survie, sans correction pour le sous-dénombrement
Québec, sexe masculin, 1971-76

Groupe d'âge x,x+4	$K_{x,x+4}^*$ 1971-76 (1)	$r^p_{x,x+4}$ au 1.6.1971 (2)	$D_{x,x+4}$ 1971-76 (3)=(1)x(2)	$r^p_{x,x+4}$ au 1.6.1976 (4)	$m^d_{x,x+4}$ 1971-76 (5)
N1971-76	0,018 920	238 131	4 505		- 6 341
0-4	0,004 222	246 195	1 039	227 285	3 489
5-9	0,002 811	324 080	911	248 645	- 4 514
10-14	0,004 781	342 270	1 636	318 655	- 2 269
15-19	0,010 754	315 035	3 388	338 365	- 12 477
20-24	0,009 290	271 985	2 527	299 170	8 037
25-29	0,008 249	239 825	1 978	277 495	218
30-34	0,009 657	190 335	1 838	238 065	- 742
35-39	0,014 993	181 155	2 716	187 755	- 2 329
40-44	0,023 960	177 595	4 255	176 110	- 1 455
45-49	0,039 617	166 395	6 592	171 885	- 1 348
50-54	0,064 580	137 600	8 886	158 455	- 694
55-59	0,099 222	122 325	12 137	128 020	- 263
60-64	0,149 060	99 190	14 785	109 925	85
65-69	0,213 071	73 630	15 688	84 490	- 507
70-74	0,299 458	49 345	14 777	57 435	- 133
75-79	0,424 860	31 150	13 234	34 435	- 51
80-84	0,571 952	16 925	16 899**	17 865	1 069**
85+	0,759 048	9 510		10 605	
Total		2 994 545	127 791	3 084 660	- 20 225
T+N		3 232 676			

$$* K_{x,x+4} = \left(1 - \frac{L_{x+5,x+9}}{L_{x,x+4}} \right)$$

** 80 ans et plus

$$(5) = m^d_{x,x+4} = p_{x+5,x+9}^{76} - p_{x,x+4}^{71} + D_{x,x+4}^{71-76}$$

Sources: Registre de la population (1976); Registre de la population, Tableaux non publiés; Ministère des Affaires sociales (1977); Recensement de 1976.

Tableau 1b)

Estimations des soldes migratoires par groupe d'âge par la méthode
des probabilités de survie, sans correction pour le sous-dénombrement
Québec, sexe féminin, 1971-76

Groupe d'âge x,x+4	$K_{x,x+4}$ 1971-76 (1)	$r^p_{x,x+4}$ au 1.6.1971 (2)	$D_{x,x+4}$ 1971-76 (3)=(1)x(2)	$r^p_{x,x+4}$ au 1.6.1976 (4)	$m^d_{x,x+4}$ 1971-76 (5)
N1971-76	0,015 032	223 281	3 356		- 4 550
0-4	0,003 072	234 325	720	215 375	3 360
5-9	0,001 599	309 565	495	236 965	- 5 655
10-14	0,002 201	329 105	724	303 415	- 456
15-19	0,003 306	306 255	1 012	327 925	- 5 973
20-24	0,003 091	277 425	858	299 270	1 188
25-29	0,003 700	238 605	883	277 755	- 1 227
30-34	0,005 436	188 525	1 025	236 495	- 450
35-39	0,008 130	180 620	1 468	187 050	- 1 172
40-44	0,012 719	180 200	2 292	177 980	- 473
45-49	0,020 347	172 440	3 509	177 435	- 51
50-54	0,031 413	145 275	4 564	168 880	59
55-59	0,047 339	130 000	6 154	140 770	114
60-64	0,078 769	108 420	8 540	123 960	1 700
65-69	0,119 746	86 895	10 405	101 580	- 915
70-74	0,189 413	63 445	12 017	75 575	- 253
75-79	0,303 867	42 410	12 887	51 175	- 543
80-84	0,447 843	24 715	20 589**	28 980	104**
85+	0,635 146	14 990		19 220	
Total		3 033 215	91 498	3 149 805	- 15 193
T+N		3 256 496			

$$* K_{x,x+4} = \left(1 - \frac{L_{x+5,x+9}}{L_{x,x+4}}\right)$$

** 80 ans et plus

$$(5) = m^d_{x,x+4} = P^76_{x+5,x+9} - P^71_{x,x+4} + D^71-76_{x,x+4}$$

Sources: Voir tableau 1a.

Ainsi, à chaque fois que, pour un groupe de génération, le nombre de non-recensés varie d'un recensement à l'autre, l'écart entre les deux nombres amène un biais dans le solde migratoire. Ce biais prendra une importance d'autant plus grande, au niveau de la structure par âge du solde migratoire, que la différence de sous-dénombrement selon le groupe d'âge est élevée ou que le solde migratoire pour un groupe d'âge est faible en valeur absolue (Maheu, R., 1975).

On peut également montrer qu'en utilisant la méthode des probabilités de survie, l'effet du sous-dénombrement sur le calcul de soldes migratoires, peut être décomposé en un effet direct et un effet indirect. L'effet direct provient du fait que l'on applique des quotients de mortalité à des populations sous-estimées; d'autre part, les quotients de mortalité utilisés sont calculés à partir des décès de la statistique de l'état civil et des populations recensées (ou estimées à partir du recensement⁽⁶⁾): en ce sens, les quotients $K_{x,x+4}$ sont surestimés et, appliqués aux populations corrigées pour le sous-dénombrement, donneront plus de décès que n'en rapporte l'état civil. Ceci constitue l'effet indirect du sous-dénombrement sur le calcul des soldes migratoires.

On est maintenant intéressé à corriger les estimations des soldes migratoires par groupe de génération en tenant compte des effets du sous-dénombrement.

(6) Le fait d'utiliser des populations estimées s'ajoute à l'effet indirect du sous-dénombrement pour modifier les soldes migratoires.

3. Estimation des soldes migratoires par groupe quinquennal de génération et par sexe par la méthode des probabilités de survie avec correction des effets du sous-dénombrement

3.1 Correction de l'effet direct du sous-dénombrement

On présente d'abord les soldes migratoires corrigés pour l'effet direct du sous-dénombrement. On utilise les populations corrigées pour le sous-dénombrement que l'on appelle les populations "vraies" ($v_{P_{x,x+4}}^{(7)}$), auxquelles on applique les quotients moyens de mortalité de la période 1971-76. Ainsi,

$$m_{x,x+4}^d = v_{P_{x+5,x+9}}^{76} - v_{P_{x,x+4}}^{71} (1 - K_{x,x+4}^{71-76})$$

$$m_{x,x+4}^d = v_{P_{x+5,x+9}}^{76} - v_{P_{x,x+4}}^{71} + v_{D_{x,x+4}}^{71-76}$$

Cette correction modifie sensiblement les estimations des soldes migratoires par groupe de génération et pour l'ensemble de la population du Québec (tableaux 2a et 2b).

Le solde migratoire des hommes passe de -20 225 à +18 751 et celui des femmes de -15 193 à +9 296; le solde total corrigé devient donc de +28 047 alors qu'il se chiffrait à -35 418 sans correction pour le sous-dénombrement.

On constate que le nombre de décès obtenus en appliquant les quotients de mortalité à la population "vraie" (222 457) est supérieur à

$$(7) v_{P_{x,x+4}} = \frac{r_{P_{x,x+4}}}{(1-t_{x,x+4})}$$

où $t_{x,x+4}$ est le taux de sous-dénombrement estimé pour le groupe d'âge $(x,x+4)$; ces taux ont été estimés par Robitaille, N. et Bourbeau, R. (1979 b).

Tableau 2a)

Estimations des soldes migratoires par groupe d'âge par la méthode des probabilités de survie, avec correction de l'effet direct du sous-dénombrement. Québec, sexe masculin, 1971-76

Groupe d'âge $x, x+4$	$K_{x, x+4}^*$ 1971-76 (1)	$VP_{x, x+4}$ au 1.6.1971 (2)	$D_{x, x+4}$ 1971-76 (3)=(1)x(2)	$VP_{x, x+4}$ au 1.6.1976 (4)	$m_{x, x+4}^d$ 1971-76 (5)
N1971-76	0,018 920	238 131	4 505		- 299
0-4	0,004 222	250 325	1 057	233 327	3 517
5-9	0,002 811	327 836	922	252 785	- 3 625
10-14	0,004 781	347 305	1 660	323 289	1 862
15-19	0,010 754	323 397	3 478	347 507	5 419
20-24	0,009 290	285 541	2 653	325 338	12 642
25-29	0,008 249	249 770	2 060	295 530	1 504
30-34	0,009 657	196 686	1 899	249 214	- 1 156
35-39	0,014 993	186 403	2 795	193 631	- 2 942
40-44	0,023 960	182 029	4 361	180 666	- 1 520
45-49	0,039 617	169 796	6 727	176 148	- 232
50-54	0,064 580	140 072	9 046	162 837	384
55-59	0,099 222	124 341	12 337	131 410	734
60-64	0,149 060	100 703	15 011	112 738	894
65-69	0,213 071	74 677	15 912	86 586	21
70-74	0,299 458	49 998	14 972	58 786	218
75-79	0,424 860	31 567	13 412	35 244	137
80-84	0,571 952	17 149	17 118**	18 292	1 193
85+	0,759 048	9 631		10 855	
Total		3 067 226	129 925	3 194 183	
T+N		3 305 357			18 751

$$* K_{x, x+4} = \left(1 - \frac{L_{x+5, x+9}}{L_{x, x+4}} \right)$$

** 80 ans et plus

$$(5) = m_{x, x+4}^d = P_{x+5, x+9}^{76} - P_{x, x+4}^{71} + D_{x, x+4}^{71-76}$$

Sources: Tableau 1a; Robitaille, N. et Bourbeau, R. (1979b).

Tableau 2b)

Estimations des soldes migratoires par groupe d'âge par la méthode des probabilités de survie, avec correction de l'effet direct du sous-dénombrement. Québec, sexe féminin, 1971-76

Groupe d'âge x, x+4	$K_{x,x+4}$ 1971-76 (1)	$VP_{x,x+4}$ au 1.6.1971 (2)	$D_{x,x+4}$ 1971-76 (3)=(1)x(2)	$VP_{x,x+4}$ au 1.6.1976 (4)	$m_{x,x+4}^d$ 1971-76 (5)
N1971-76	0,015 032	223 281	3 356		693
0-4	0,003 072	239 672	736	220 618	2 270
5-9	0,001 599	314 460	503	241 206	- 5 148
10-14	0,002 201	333 738	735	308 809	4 822
15-19	0,003 306	314 007	1 038	337 825	7 211
20-24	0,003 091	288 920	893	320 180	2 373
25-29	0,003 700	245 418	908	290 400	- 2 244
30-34	0,005 436	191 526	1 041	242 266	- 835
35-39	0,008 130	183 131	1 489	189 650	- 1 748
40-44	0,012 719	182 370	2 320	179 894	34
45-49	0,020 347	174 167	3 544	180 084	307
50-54	0,031 413	146 612	4 606	170 930	498
55-59	0,047 339	131 289	6 215	142 504	437
60-64	0,078 769	109 560	8 630	125 511	1 940
65-69	0,119 746	87 827	10 517	102 870	- 776
70-74	0,189 413	64 145	12 150	76 534	- 171
75-79	0,303 867	42 877	13 029	51 824	- 501
80-84	0,447 843	24 993	20 822**	29 347	134
85+	0,635 146	15 160		19 465	
Total		3 089 872	92 532	3 229 917	9 296
T+N		3 313 153			

$$* K_{x,x+4} = 1 - \left(\frac{L_{x+5,x+9}}{L_{x,x+4}} \right)$$

** 80 ans et plus

$$(5) = m_{x,x+4}^d = P_{x+5,x+9}^{76} - P_{x,x+4}^{71} + D_{x,x+4}^{71-76}$$

Sources: Tableau 1b; Robitaille, N. et Bourbeau, R. (1979b)

celui obtenu par l'état civil pour la période 1971-76 (214 917). Cet écart provient du fait que les quotients de mortalité calculés à partir des populations recensées surestiment la mortalité; une partie de cette surestimation est imputable au sous-dénombrement (effet indirect) alors que l'autre partie provient d'erreurs résiduelles ayant trait à la confection de la table de survie, à la structure par âge ou à l'enregistrement des décès. On peut corriger l'effet indirect et les autres erreurs en redressant la structure des décès de façon à retrouver le total des décès enregistrés à l'état civil.

3.2 Correction de l'effet indirect du sous-dénombrement

Afin de concilier les deux effectifs de décès, nous avons appliqué un facteur correctif (γ) aux décès de chacun des groupes de génération pour chaque sexe; ce facteur est le rapport des décès enregistrés à l'état civil à celui obtenu par la méthode des probabilités de survie:

$$\gamma_1 = \frac{125\ 039}{129\ 925} = 0,962\ 394 \quad \text{pour le sexe masculin}$$

$$\gamma_2 = \frac{89\ 878}{92\ 532} = 0,971\ 318 \quad \text{pour le sexe féminin}$$

Puisqu'on applique le même facteur correctif à chacun des groupes de génération, la correction est proportionnelle au nombre de décès enregistrés dans le groupe de génération et elle n'est pas rigoureusement exacte. En fait, on devrait appliquer une table de mortalité à la population des non-recensés (dont la structure est différente de celle de l'ensemble) pour obtenir les décès des non-recensés par groupe de génération; la répartition corrigée des décès serait obtenue en ajoutant les décès des non-recensés à ceux des personnes recensées.

Le tableau 3 présente la répartition corrigée des décès suite à la prise en compte de l'effet indirect du sous-dénombrement et les soldes migratoires corrigés des effets directs et indirects du sous-dénombrement.

Tableau 3

Estimation des soldes migratoires par groupe d'âge par la méthode des probabilités de survie, avec correction pour l'effet direct et indirect du sous-dénombrement. Québec, sexes masculin et féminin, 1971-76

Groupe d'âge	Décès ajustés $v_D^{1971-76}_{x,x+4}$		Soldes migratoires corrigés $m^d_{x,x+4}$		
	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin	Total
N1971-76	4 336	3 260	- 468	597	129
0-4	1 017	715	3 477	2 249	5 726
5-9	887	489	- 3 660	- 5 162	- 8 822
10-14	1 597	714	1 799	4 801	6 600
15-19	3 347	1 008	5 288	7 181	12 469
20-24	2 553	867	12 542	2 347	14 889
25-29	1 983	882	1 427	- 2 270	- 843
30-34	1 828	1 011	- 1 227	- 865	- 2 092
35-39	2 690	1 446	- 3 047	- 1 791	- 4 838
40-44	4 197	2 253	- 1 684	- 33	- 1 717
45-49	6 474	3 442	- 485	205	- 280
50-54	8 706	4 474	44	366	410
55-59	11 873	6 037	270	259	529
60-64	14 446	8 383	329	1 693	2 022
65-69	15 314	10 215	- 577	- 1 078	- 1 655
70-74	14 409	11 802	- 345	- 519	- 864
75-79	12 908	12 655	- 367	- 875	- 1 242
80+	16 474	20 225	549	- 463	86
Total	125 039	89 878	13 865	6 642	20 507

Sources: Tableaux 2a et 2b; Robitaille N., et Bourbeau, R. (1979 a).

Le solde migratoire pour l'ensemble de la population du Québec pour la période 1971-76 serait de +20 507; on retrouve alors le résultat obtenu par la méthode des statistiques de l'état civil (Robitaille, N. et Bourbeau, R., 1979 a).

L'effet du sous-dénombrement sur l'estimation du solde migratoire est donc de taille: l'estimation non corrigée était de -35 418 alors que le solde corrigé est de +20 507, soit un écart de 55 925.

4. Examen de la structure par âge du solde migratoire

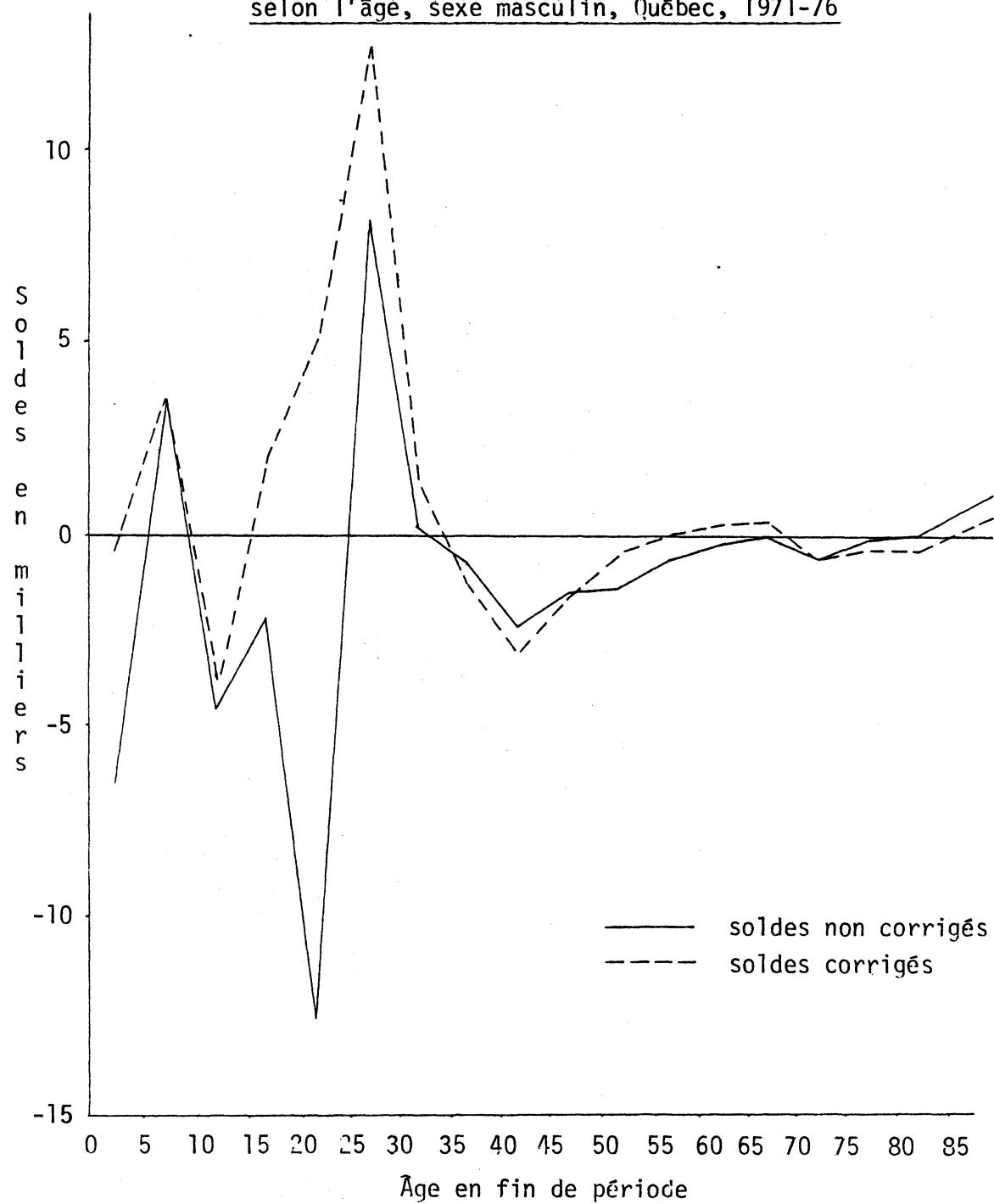
L'intérêt véritable de la méthode des probabilités de survie est de fournir la structure par âge du solde migratoire; en effet, si nous avons voulu connaître uniquement l'effet du sous-dénombrement sur le solde migratoire total de la période 1971-76, nous aurions eu recours à la méthode plus simple des statistiques de l'état civil en corrigeant les populations recensées.

Nous avons donc porté sur les graphiques 1, 2 et 3 les structures par âge des soldes non corrigés (tableaux 1a et 1b) et corrigés (tableau 3) pour chaque sexe et pour les deux sexes réunis. On constate d'abord qu'à cause du lien entre la mobilité géographique et le sous-dénombrement, les écarts entre les soldes corrigés et non corrigés sont plus forts à 15-29 ans, âges où les gens sont les plus mobiles, de même qu'à 0-4 ans. La correction pour le sous-dénombrement modifie parfois sensiblement le solde migratoire de certains groupes de génération: ainsi en est-il pour les hommes de 20-24 ans dont le solde passe de -12 477 à +5 288, soit un écart de 17 765.

D'autre part, l'écart entre les sexes provient surtout de la plus grande mobilité des hommes de 25-29 ans; en effet, à l'exception de cet intervalle d'âge, le profil des soldes migratoires des hommes et des femmes est assez semblable.

Graphique 1

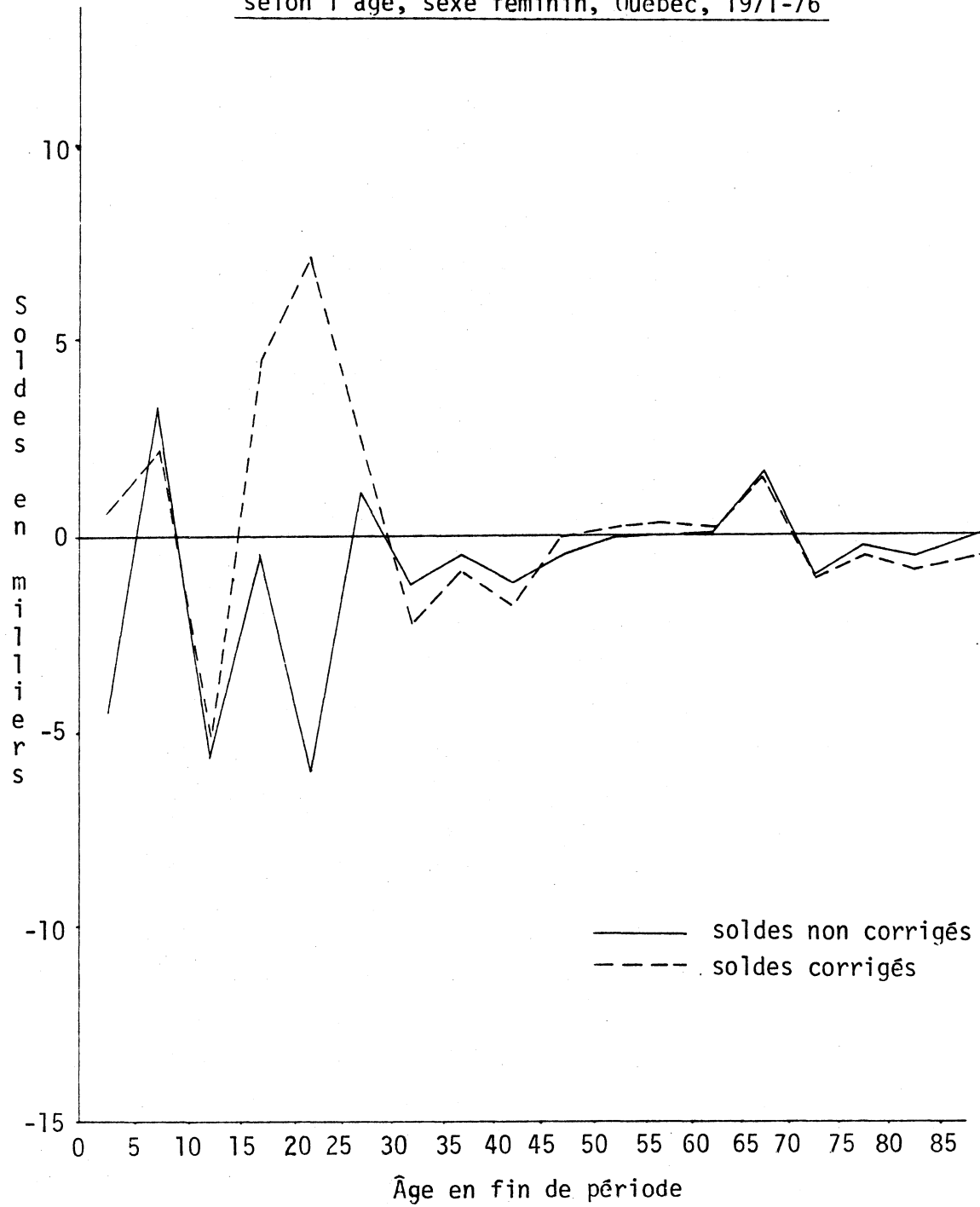
Soldes migratoires corrigés et non corrigés pour le sous-dénombrement
selon l'âge, sexe masculin, Québec, 1971-76



Sources: Tableaux 1a et 3

Graphique 2

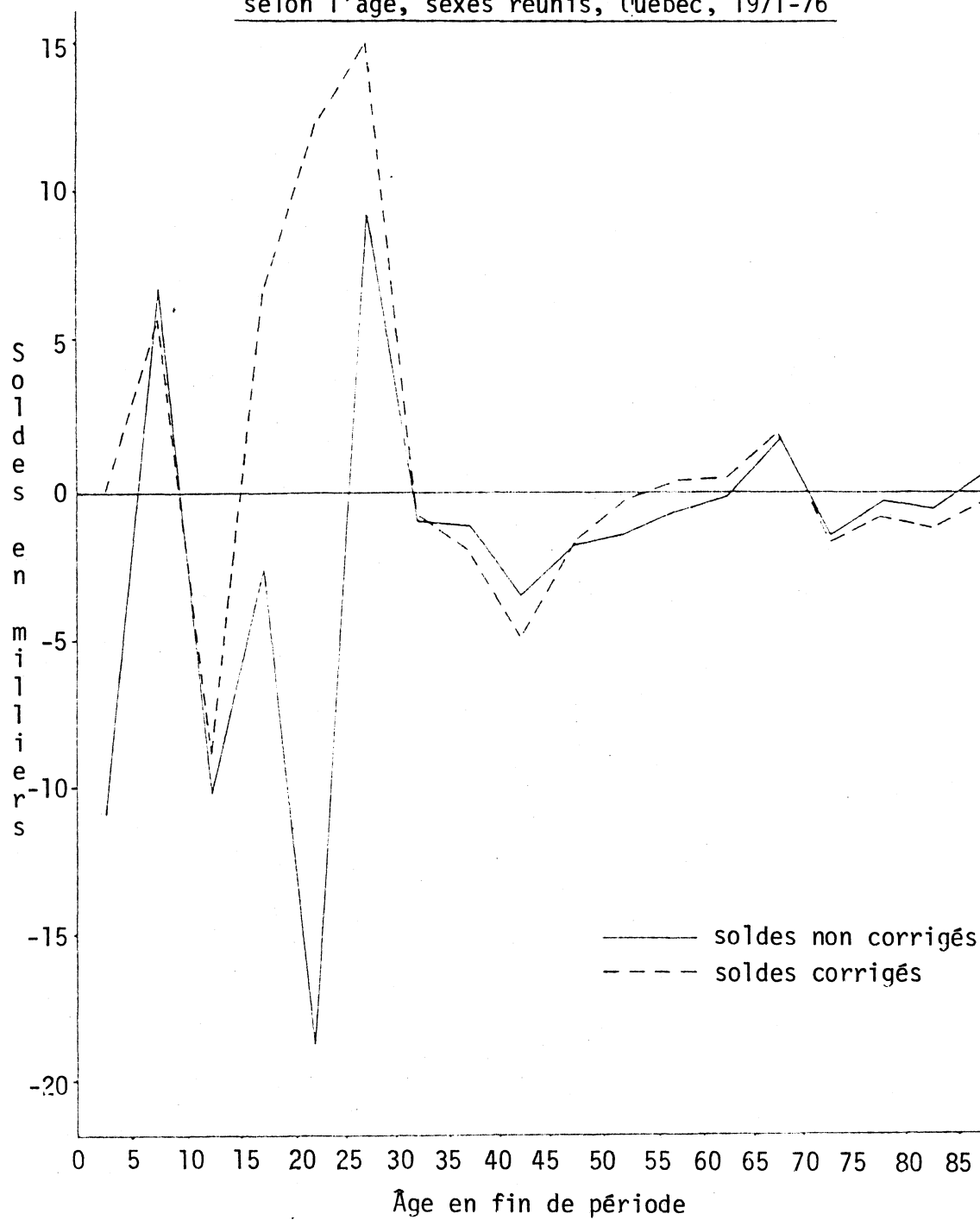
Soldes migratoires corrigés et non corrigés pour le sous-dénombrement
selon l'âge, sexe féminin, Québec, 1971-76



Sources: Tableaux 1b et 3

Graphique 3

Soldes migratoires corrigés et non corrigés pour le sous-dénombrement
selon l'âge, sexes réunis, Québec, 1971-76



Sources: Tableaux 1 (a et b) et 3.

On peut donc résumer ainsi le bilan migratoire net de l'ensemble du Québec pour la période 1971-76 (graphique 3); des gains nets ont été enregistrés chez les 0-9 ans, les 15-29 ans surtout et chez les 55-69 ans alors que des pertes nettes affectent les autres groupes d'âge, surtout les 10-14 ans et les 35-44 ans. On peut d'ailleurs penser qu'il existe un lien (parents-enfants) entre les comportements de ces deux derniers groupes de génération. Enfin, contrairement à ce que l'on croyait, la composante migratoire de l'accroissement total de la population a été vraisemblablement positive durant la période 1971-76.

Conclusion

En guise de conclusion, nous voulons insister sur le degré de fiabilité des estimations obtenues pour les soldes migratoires. Ainsi, on peut se demander quel est le degré de précision attaché au solde migratoire corrigé pour les deux sexes réunis (+20 507); compte tenu de l'erreur-type associée aux taux de sous-dénombrement de la population recensée en 1971 et en 1976, on peut définir pour le solde migratoire total un intervalle de confiance à 95% se situant entre -16 488 et +57 502⁽⁸⁾. Le même type de calcul pourrait être fait pour chacun des soldes migratoires par groupe de génération.

Ces considérations sur la fragilité des estimations nous invitent donc à la prudence pour leur interprétation. Il n'en reste pas moins que les corrections que nous avons apportées aux soldes migratoires nous donnent les résultats les plus probables en ce domaine; on peut mieux saisir la pertinence de notre démarche en comparant nos estimations avec celles qui sont habituellement faites par les méthodes indirectes et directes. Dans ce but, nous avons rassemblé en annexe les principales esti-

(8) $[20\ 507 - (1,96)(18\ 875) \leq m \leq 20\ 507 + (1,96)(18\ 875)]$: intervalle de confiance à 95% calculé à partir de l'erreur-type associée au solde migratoire qui, lui-même, dépend des erreurs-types des populations recensées. Le détail du calcul de l'intervalle de confiance est présenté en annexe.

mations de la migration nette totale pour les cinq dernières périodes quinquennales (1951-1976).

Il est intéressant de constater que les estimations de la migration nette totale peuvent varier de façon importante selon les méthodes et les données de base utilisées et même pour une méthode identique (l'écart peut aller du simple au double).

Lorsque l'on compare nos estimations corrigées pour le sous-dénombrement pour 1966-71 et 1971-76 avec les autres estimations, on voit qu'elles sont significativement différentes même si on tient compte des erreurs-types associées aux soldes corrigées. Ainsi, pour la période 1971-76, notre estimation corrigée est de +20 507 avec un intervalle pouvant aller de -16 448 à +57 502; or, à part l'estimation de Statistique Canada obtenue à partir des flux (-9 940), aucune autre estimation pour cette période n'est comprise dans cet intervalle.

Nos corrections s'avèrent donc très utiles surtout dans la mesure où elles permettent de porter un meilleur jugement face aux multiples estimations des soldes migratoires et, plus généralement, face à l'importance des migrations comme composante de l'évolution démographique du Québec.

Annexe 1Calcul de l'intervalle de confiance
du solde migratoire total du Québec pour la période 1971-76

En tenant compte du sous-dénombrement de la population recensée en 1971 et en 1976, nous avons obtenu une estimation (résiduelle) du solde migratoire total du Québec pour la période 1971-76 ($\tilde{m} = 20\ 507$).

Cependant, les données concernant le sous-dénombrement proviennent d'un échantillon et admettent une certaine marge d'erreur. C'est pourquoi, plutôt que de ne retenir que cette estimation ponctuelle du solde migratoire, nous avons cherché à construire autour de cette estimation du solde migratoire (\tilde{m}) un intervalle de confiance qui doit recouvrir le solde migratoire réel mais inconnu (m) avec une probabilité donnée, par exemple 95%.

Dans ce cas, l'intervalle de confiance est ainsi défini:

$$\left[\tilde{m} - 1,96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < m < \tilde{m} + 1,96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right]$$

où \tilde{m} : estimation du solde migratoire

m : le solde migratoire réel mais inconnu

$\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$: erreur-type associée au solde migratoire estimé

L'erreur-type du solde migratoire estimé dépend de la variance de la différence des populations corrigées pour le sous-dénombrement en 1976 et en 1971 ou, plus simplement, de la variance de la différence des non-recensés en 1976 et en 1971. En se rappelant que la variance de la différence de deux variables aléatoires est égale à la somme des va-

riances, on obtient le résultat suivant pour l'erreur-type du solde migratoire: $\frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 18\ 875$.

Voici le détail du calcul de cette erreur-type:

	<u>1976</u>	<u>1971</u>
Erreur-type des non-recensés*	16 225	9 644
Variance des non-recensés	263 250 625	93 006 736
Variance de la différence des non-recensés	356 257 361	
Erreur-type du solde migratoire	18 875	
Intervalle de confiance à 95% du solde migratoire	$[20\ 507 - 1,96(18\ 875) < m < 20\ 507 + 1,96(18\ 875)]$ $= [-16\ 488 < m < 57\ 502]$	

On obtient alors l'intervalle de confiance qui recouvre avec une probabilité de 95%, le solde migratoire réel de la période 1971-76.

* Ces données proviennent des tableaux 1 et 2 de l'article traitant de l'estimation de la population corrigée pour le sous-dénombrement par sexe et par âge, 1971 et 1976, publié dans ce numéro.

Annexe 2

Estimations de la migration nette totale au Québec
1951 à 1976 selon différentes méthodes

<u>Période</u>	<u>Source</u>	<u>Méthode</u>	<u>Migration nette totale</u>	<u>Moyenne annuelle</u>
1951-56	Québec M.I.C. (1962)	E.C.	+ 96 070	19 200
	Anderson (1966)	E.C.	+ 90 600	18 100
	McInnis (1968)	E.C.	+ 98 000	19 600
	Maheu (1968)	E.C.	+ 95 200	19 000
	Henripin (1973)	E.C.	+ 96 000	19 200
	Québec B.S.Q. (1976)	E.C.	+ 83 181	16 600
	Mongeau et al. INRS (1976)	E.C.	≈ + 100 000	20 000
	Québec M. Immigration (1974)	E.C.	≈ + 90 000	18 000
	Henripin-Légaré (1969)	P.S.	+ 95 300	19 100
	Québec B.S.Q. (1976)	P.S.	+ 105 082	21 000
1956-61	Québec M.I.C. (1962)	E.C.	+ 108 716	21 700
	Henripin-Martin (1964)	E.C.	+ 110 963	22 200
	Anderson (1966)	E.C.	+ 107 800	21 600
	McInnis (1968)	E.C.	+ 109 000	21 800
	Maheu (1968)	E.C.	+ 110 500	22 100
	Henripin (1973)	E.C.	+ 109 000	21 800
	Québec B.S.Q. (1976)	E.C.	+ 95 391	19 100
	Mongeau et al. INRS (1976)	E.C.	+ 109 160	21 800
	Québec M. Immigration (1974)	E.C.	≈ + 105 000	21 000
	Henripin-Légaré (1969)	P.S.	+ 114 600	22 900
	Québec B.S.Q. (1976)		+ 109 839	22 000
	Mongeau et al. INRS (1976)		+ 119 976	24 000
	Canada S. Canada (1972)	Flux	+ 28 781	5 800
1961-66	McInnis (1968)	E.C.	+ 64 000	12 800
	Maheu (1968)	E.C.	+ 64 900	13 000
	Henripin (1973)	E.C.	+ 64 000	12 800
	Québec B.S.Q. (1976)	E.C.	+ 48 547	9 700
	Mongeau et al. INRS (1976)	E.C.	+ 63 917	12 800
	Québec M. Immigration (1974)	E.C.	≈ + 60 000	12 000
	Henripin-Légaré (1969)	P.S.	+ 58 200	11 600
	Sinclair (1973)	P.S.	+ 57 500	11 500
	Levasseur (1974)	P.S.	+ 56 425	11 300
	Québec B.S.Q. (1974)	P.S.	+ 60 600	12 100

<u>Période</u>	<u>Source</u>	<u>Méthode</u>	<u>Migration nette totale</u>	<u>Moyenne annuelle</u>	
1961-66 (suite)	Québec B.S.Q. (1976)	P.S.	+ 56 358	11 300	
	Mongeau et al. INRS (1976)	P.S.	+ 67 996	13 600	
	Canada S. Canada (1975)	Flux	+ 28 779	5 800	
	Canada S. Canada (1977)	Flux	- 6 163 ^r	- 1 200	
1966-71	Emond-Bourbeau (1975)	E.C.	- 61 350	- 12 300	
	Québec B.S.Q. (1976)	E.C.	- 61 413	- 12 300	
	Mongeau et al. INRS (1976)	E.C.	- 57 333	- 11 500	
	Québec M. Immigration (1974)	E.C.	≈ - 40 000	- 8 000	
	Bourbeau-Robitaille ^x	E.C.	- 107 798 [*]	- 21 600	
	Sinclair (1973)	P.S.	- 48 900	- 9 800	
	Levasseur (1974)	P.S.	- 55 074	- 11 000	
	Québec B.S.Q. (1974)	P.S.	- 46 800	- 9 400	
	Emond-Bourbeau (1975)	P.S.	- 59 562 ^r	- 11 900	
	Québec B.S.Q. (1976)	P.S.	- 54 160	- 10 800	
	Mongeau et al. INRS (1976)	P.S.	- 42 869	- 8 600	
	Canada S. Canada (1975)	Flux	- 38 630	- 7 700	
	Canada S. Canada (1977)	Flux	- 52 686 ^r	- 10 500	
	1971-76	Québec M. Immigration ^{**}	E.C.	≈ - 35 000	- 7 000
		Stone ^{**}	≈	- 20 000	- 4 000
Robitaille-Bourbeau (1979a)		E.C.	- 39 254	- 7 900	
Robitaille-Bourbeau (1979a)		E.C.	+ 20 507 [*]	+ 4 100	
Bourbeau-Robitaille (1979) ⁺		P.S.	- 35 418	- 7 100	
Bourbeau-Robitaille (1979) ⁺		P.S.	+ 20 507 [*]	+ 4 100	
Canada S. Canada (1977)		Flux	- 9 940	- 2 000	

Notes:

E.C. : Méthode des statistiques de l'état civil.

P.S. : Méthode des probabilités de survie.

Flux : Estimation à partir des flux migratoires (fichier des allocations familiales).

r : Estimation révisée.

+ : Estimation tirée du présent article.

* : Estimation corrigée pour le sous-dénombrement de la population recensée.

** : Estimation tirée de Termote, M. (1977)

x : Cette estimation a été faite à partir des populations corrigées des recensements de 1966 et de 1971.

Bibliographie

- ANDERSON, Isabel B. (1966). Migration à l'intérieur du Canada 1921-1961. Ottawa, Conseil Economique du Canada.
- CANADA, Statistique Canada (1972). Document de travail no 8F (Série des estimations et des projections), Ottawa, août.
- CANADA, Statistique Canada (1975). Rapport technique sur les projections démographiques pour le Canada et les provinces, 1972-2001. Ottawa, Information Canada.
- CANADA, Statistique Canada (1977). Les migrations internationales et interprovinciales au Canada, 1961-1962 à 1975-1976. No au catalogue 91-208 (annuel), juillet.
- CONSEIL DE LA LANGUE FRANCAISE (1979), Bibliographie sur le Québec, document non publié.
- DESROSIERS, D., GREGORY, J.W. et PICHE, V. (1978), La migration au Québec: synthèse et bilan démographique, Ministère de l'Immigration, Québec.
- EMOND, Aline et BOURBEAU, Robert (1975). "Estimation du solde migratoire par âge au Québec pour la période 1966 à 1971 - Comparaison des résultats par les méthodes résiduelles des taux de survie et la méthode des statistiques de l'état civil", Cahiers québécois de démographie, IV, no 2, juin, pp. 1-23.
- GOSSELIN, J.F. et THEROUX, G. (1978). "Principaux résultats concernant le sous-dénombrement de la population et des ménages lors du recensement de 1976", Projet d'évaluation paramétrique, contre-vérification des dossiers, Ottawa, Statistique Canada.
- HENRIPIN, Jacques (1973). "Quebec and the Demographic Dilemma of French Canadian Society", pp. 155-166, dans Quebec Society and Politics: Views from the Inside, Toronto, McClelland and Stewart. (Reproduit dans la Collection de tirés-à-part du Département de démographie, Université de Montréal, no 35).
- HENRIPIN, Jacques (1979). "Si l'on veut s'assurer des ressources humaines nécessaires". Le Devoir, 8 mars.
- HENRIPIN, J. et LEGARE, J. (1969). Evolution démographique du Québec et des régions, 1966-1986, Québec, Les Presses de l'Université Laval.
- HENRIPIN, J. et MARTIN, Y. (1964). La population du Québec et de ses régions, 1961-1981, Québec, Les Presses de l'université Laval.

- LEVASSEUR, Pierre (1974). Modèle de perspectives démographiques appliqué au Québec, 1972 à 1982, Montréal, Mémoire de maîtrise, démographie, Université de Montréal, novembre.
- MAHEU, Robert (1968). Les francophones au Canada, 1941-1991, Montréal, Mémoire de maîtrise, démographie, Université de Montréal, septembre.
- MAHEU, Robert (1975). "Critique de la méthode des taux de survie pour l'estimation de la structure par âge du solde migratoire", Cahiers québécois de démographie, IV, no 3, septembre, pp. 44-47.
- MCINNIS, R. Marvin (1968). "Regional Economic Development and Provincial Net Migration in Canada: The Recent Experience", communication présentée au Congrès de la Population Association of America, avril.
- MONGEAU, J., C. DIONNE et M. TERMOTE (1976). Perspectives de population pour les territoires des commissions scolaires régionales du Québec, de 1972 à 1986. Rapport technique, Montréal, I.N.R.S. - Urbanisation.
- QUEBEC, Bureau de la Statistique du Québec (1974). Perspectives d'évolution de la population du Québec et des régions administratives scolaires: 1971-1986, Québec.
- QUEBEC, Bureau de la Statistique du Québec (1976). Tendances passées et perspectives d'évolution des échanges migratoires du Québec avec l'extérieur, Québec.
- QUEBEC, Ministère des Affaires sociales (1977). Monographie des affaires sociales, Données démographiques, "Révision des naissances vivantes annuelles, Québec, 1950-1974". Québec.
- QUEBEC, Ministère de l'Immigration (1974). Une problématique des ressources humaines au Québec (le "Livre Brun"), Montréal.
- QUEBEC, Ministère de l'Industrie et du Commerce, Bureau de Recherches Economiques (1962). Migration nette, trois volumes, Québec.
- QUEBEC, Registre de la population (1976). Table de mortalité du Québec pour la période 1972-74, Québec.
- ROBITAILLE, N. et BOURBEAU, R. (1979a). Migration des groupes linguistiques: Premier rapport préliminaire. Etude de l'évolution de la structure de la population suivant l'âge et la langue, 1951 à 1976, Montréal, Etude préparée pour le Conseil de la langue française (non publiée).
- ROBITAILLE, N. et BOURBEAU, R. (1979b). Estimation de la population corrigée pour le sous-dénombrement par sexe et par âge, Québec, 1971, 1976. Document de travail no 1, Département de démographie, Université de Montréal, mars. Egalement publié dans ce numéro des Cahiers québécois de démographie.

SINCLAIR, Roger (1973). "Perspectives d'évolution de la population du Québec, 1971-1986", Bulletin de l'Association des démographes du Québec, II, no 3, octobre, pp. 13-24.

TERMOTE, Marc (1977). Le bilan migratoire du Québec, 1951-1977. L'évolution récente située dans une perspective de long terme, Etude préparée pour le Groupe ad hoc concernant les aspects démographiques du projet de Loi 101.