

Impact des nouvelles estimations de la population sur la statistique de la santé et de l'état civil

Rosemary Bender*

Résumé

Les changements apportés en 1993 aux estimations démographiques annuelles de Statistique Canada ont un impact sur toute une série d'indicateurs sociaux, économiques et démographiques. Tout indicateur qui repose sur ces estimations sera touché par les nouveaux chiffres. Cet article présente une analyse de l'ajustement et de son impact sur les taux des statistiques de la santé et de l'état civil.

À quelques rares exceptions près, tous les taux diminuent, puisque les dénominateurs sont ajustés à la hausse. Par exemple, les taux d'accident, les taux de mortalité par suicide et les taux de fécondité par âge établis à partir des chiffres de la population ajustés sont moins élevés que ceux qui ont été calculés auparavant. L'ampleur de l'ajustement, cependant, dépend des caractéristiques géographiques et démographiques de la population à risque. Les analystes dont les travaux portent sur des sous-groupes spéciaux où l'ajustement est particulièrement important (par exemple les jeunes adultes de sexe masculin) pourraient vouloir examiner de plus près les nouvelles données démographiques. Bien que les nouveaux taux soient moins élevés que les anciens, les tendances et variations sous-jacentes sont assez semblables dans le temps ou d'une sous-catégorie à l'autre.

La série ajustée tient compte des estimations du sous-dénombrement net et comprend, pour la première fois, les résidents non permanents. En 1991, le sous-dénombrement net et les résidents non permanents représentaient environ un million de personnes en tout, soit 3,6 % de la population canadienne révisée de 28 120 100 habitants.

Mots clés : *démographie, statistique de la santé, estimations démographiques, statistique de l'état civil*

* Rosemary Bender (613 951-2324) travaille à la Division de la démographie de Statistique Canada, à Ottawa, K1A 0T6.

Introduction

En 1993, Statistique Canada a modifié ses estimations démographiques annuelles, ce qui a des répercussions sur toute une série d'indicateurs sociaux, économiques et démographiques. Révisées rétro-activement à partir de 1971, les nouvelles séries^{1,2} diffèrent des estimations publiées antérieurement sous les rapports suivants : elles comprennent les résidents non permanents, elles tiennent compte du sous-dénombrement net et la date de référence des estimations annuelles devient le 1^{er} juillet au lieu du 1^{er} juin (voir les *Définitions*).^a

Cet ajustement corrige quatre lacunes des taux des statistiques de la santé et de l'état civil calculées à partir de chiffres non ajustés :

- C Les taux étaient trop élevés, parce que les dénominateurs sous-estimaient la population à risque. Les numérateurs des statistiques de la santé et de l'état civil incluent en général les résidents non permanents ainsi que les personnes non recensées.
- C Les différences de taux entre groupes d'âge et régions étaient faussées, parce que le degré de sous-estimation de la population varie selon des caractéristiques géographiques et démographiques. Par exemple, l'ajustement dans le groupe des jeunes adultes de sexe masculin est plus élevé que dans les autres catégories d'âge-sexe. La même chose vaut pour les hommes divorcés lorsqu'on examine la population selon l'état matrimonial. Les taux portant sur ces groupes sont plus touchés que les autres.

^a Une autre nouvelle composante, le retour des Canadiens expatriés a été introduite en même temps que la série des chiffres de la population révisés. Il s'agit de citoyens canadiens et d'immigrants reçus qui ont immigré, mais qui sont par la suite revenus au Canada en vue de s'y établir à nouveau de façon permanente.

Les différences de taux dans le temps étaient faussées, parce que le degré de sous-estimation de la population varie d'année en année. Par exemple, le nombre de résidents non permanents dépend des politiques d'immigration du Canada. En 1989, le nombre de ces résidents a augmenté, 120 000 revendicateurs du statut de réfugié ayant obtenu un visa de résidence temporaire au Canada. En outre, le sous-dénombrement net varie d'un recensement à l'autre; ainsi, pour la population totale du Canada, il a augmenté en flèche en 1986 pour s'établir à 2,7 %, soit un pour cent de plus qu'en 1971, 1976 et 1981.

- C *En reportant du 1^{er} juin au 1^{er} juillet la date de référence des estimations démographiques annuelles, on obtient une idée plus juste de la population en milieu d'année.*

Statistique Canada produit deux genres de chiffres démographiques annuels : les estimations postcensitaires et intercensitaires. Les estimations postcensitaires reposent sur le recensement précédent et tiennent compte des changements de population attribuables aux naissances, aux décès et à la migration depuis la date de référence du recensement. Les estimations intercensitaires rapprochent ces estimations des résultats du recensement suivant. Cette analyse-ci est en grande partie fondée sur les estimations postcensitaires définitives pour 1992 et sur les estimations intercensitaires définitives pour la période entre 1983 et 1991.

La première section de cet article présente l'ajustement des chiffres de la population et ses effets sur les estimations de la population repère de 1991. Les tableaux 1 et 2 présentent les ajustements pour 1971, 1991 et 1992 pour le Canada, les provinces et les territoires, ainsi que, pour le Canada, par groupe d'âge et par sexe, respectivement.

Définitions

Chiffres de la population ajustés : Estimations démographiques qui tiennent compte du sous-dénombrement net et des résidents non permanents. Les estimations qui ne tiennent pas compte de ces éléments sont dites *estimations démographiques non ajustées*.

Population repère : Population au début d'une période intercensitaire. Pour les estimations non ajustées, elle correspond aux chiffres du recensement de cette année avancés au 1^{er} juillet; pour les estimations démographiques ajustées, elle correspond aux chiffres de la population ajustés au 1^{er} juillet de cette année.

Population à risque : Dénominateur des taux de statistiques de la santé et de l'état civil.

Estimation démographique : La population d'une région à une date de référence précise. Les *estimations postcensitaires* reposent sur le recensement précédent et tiennent compte des changements de population attribuables aux naissances, aux décès et à la migration depuis la date de référence du recensement. Les *estimations intercensitaires* rapprochent ces estimations des résultats du recensement suivant une fois qu'ils sont disponibles.

Population type mondiale : Population fictive de 100 000 personnes, utilisée dans le monde entier, ayant une composition d'âge donnée (la même pour chaque sexe). Lorsqu'ils sont normalisés par rapport à cette population, les taux des statistiques de la santé et de l'état civil pour des populations ayant une structure par âge différente peuvent être comparés.

Division de recensement : Aire administrative établie en vertu des lois provinciales (par exemple divisions, circonscriptions, districts régionaux, municipalités régionales). À Terre-Neuve, au Manitoba, en Saskatchewan et en Alberta, où les lois provinciales n'imposent pas de divisions administratives, Statistique Canada a créé des divisions de recensement en collaboration avec ces provinces.

Région métropolitaine de recensement (RMR) : Une RMR délimite une région urbaine (le «noyau urbanisé») ayant une population d'au moins 100 000 habitants. Les RMR se composent de subdivisions de recensement (SDR) qui satisfont à au moins un des critères suivants : 1) la SDR fait complètement ou partiellement partie du noyau urbanisé; 2) au moins 50 % de la population active occupée **vivant** dans la SDR **travaille** dans le noyau urbanisé ou 3) au moins 25 % de la population active occupée **travaillant** dans la SDR **vit** dans le noyau urbanisé.

La deuxième section examine les effets de l'ajustement sur certains taux de statistiques de la santé et de l'état civil. L'examen ne porte ni sur tous les indicateurs ni nécessairement sur les principaux d'entre eux. Les exemples retenus l'ont été pour illustrer les effets d'un ajustement des chiffres de la population selon des angles différents. Il est à souhaiter que les analystes pourront en tirer des conclusions dans leur domaine de compétence. On a également choisi certains exemples pour étudier l'impact des différences de la sous-estimation par province (taux de départ de l'hôpital), par âge (taux de fécondité par âge) et dans le temps (taux de mortalité par suicide et taux de grossesse chez les adolescentes). Enfin, l'analyse comprend des taux de mortalité par cause au sujet desquels l'information relative à la sous-estimation de la population n'est pas donnée en fonction des causes. La comparaison internationale des taux sommaires des événements de l'état civil révèle que l'ajustement a modifié le rang du Canada par rapport à certains pays développés.

La dernière partie de l'article présente d'autres stratégies pour les études qui exigent des estimations démographiques n'ayant pas fait l'objet d'ajustements.

Nouvelles estimations démographiques

Les changements apportés aux estimations démographiques de Statistique Canada sont le résultat d'une double opération : inclusion des résidents non permanents et ajustement de la population en fonction du sous-dénombrement net. *La sous-estimation de la population correspond au niveau combiné de résidents non permanents et du sous-dénombrement net.* En 1991, cela représentait environ un million de personnes, soit 3,6 % de la population canadienne révisée de 28 120 100 habitants.

L'ajustement effectué pour les **résidents non permanents** résulte de l'expansion, en 1991, de l'univers de recensement¹. Pour la première fois en effet, le recensement tenait compte des groupes suivants : les personnes revendiquant le statut de réfugié, les personnes titulaires d'un visa d'étudiant (pour tous les types d'établissements d'enseignement à partir de l'école primaire), les personnes titulaires d'un permis de travail, les personnes titulaires d'un permis spécial délivré par le ministre de la Citoyenneté et de l'Immigration, et les personnes non nées au Canada à la charge de ces particuliers. Les résidents non permanents ne peuvent résider au Canada que temporairement mais ils font partie du tissu socio-

économique de la société canadienne : ils sont admissibles aux soins de santé et aux prestations fiscales pour enfants; leurs enfants vont à l'école; ce sont des consommateurs, etc. En outre, les Nations unies ont recommandé que les pays tiennent compte de ces résidents dans leurs chiffres de population³. Pour les années autres que l'année 1991, l'information sur les résidents non permanents provenait des dossiers administratifs de la Citoyenneté et de l'Immigration concernant les visiteurs au Canada.

L'ajustement en fonction du **sous-dénombrement net** tient compte des personnes non recensées, de celles qui ont été recensées plus d'une fois ou qui ont été recensées alors qu'elles ne font pas partie de l'univers de recensement (par exemple, les diplomates ou les visiteurs). À quelques exceptions près, le premier groupe est plus grand que les deux derniers. Après le recensement de 1991, Statistique Canada a estimé que le taux de sous-dénombrement net s'établissait à 2,8 %⁴. Pour les recensements effectués avant 1991, il y a seulement de l'information sur les personnes manquées; il n'existe aucune information sur les personnes surdénombrées ou dénombrées par erreur. Leur nombre a été estimé à l'aide d'un modèle qui utilise toutes les données disponibles sur le recensement. *À noter que les estimations démographiques sont les seules à tenir compte du sous-dénombrement net - les chiffres du recensement eux-mêmes ne sont pas ajustés (voir Sources des données pour l'ajustement).*

Deux autres pays ont, comme le Canada, intégré des estimations de sous-dénombrement net dans leurs programmes d'estimations démographiques, à savoir l'Australie⁵, depuis 1976, et le Royaume-Uni⁶, depuis 1981. Aux États-Unis, il a été question de redresser les chiffres du recensement de 1980 et de 1990; mais, dans chaque cas, on y a renoncé. Pour avoir plus de renseignements sur l'évolution de la question de l'ajustement au Canada⁷⁻¹⁰ et aux États-Unis¹¹⁻¹⁴ au cours des 15 dernières années, consulter les ouvrages cités dans la bibliographie.

Régions

Il existe des estimations démographiques ajustées pour les grandes régions géographiques : provinces et territoires (à partir de 1971), et divisions de recensement et régions métropolitaines de recensement (à partir de 1986). Parmi les provinces, la population de l'Ontario a été la plus touchée en 1991, du point de vue à la fois du nombre et des taux

Tableau 1

Sous-estimation* de la population pour le Canada, les provinces et les territoires, 1971, 1991 et 1992

	1971		1991		1992	
	Nombre	Taux† %	Nombre	Taux† %	Nombre	Taux† %
Canada	432 813	1,97	1 015 170	3,61	1 012 440	3,55
Terre-Neuve	10 209	1,92	12 235	2,11	13 770	2,36
Île-du-Prince-Édouard	1 131	1,00	1 357	1,04	1 419	1,08
Nouvelle-Écosse	9 868	1,24	18 708	2,04	19 847	2,15
Nouveau-Brunswick	9 194	1,43	25 473	3,40	26 363	3,50
Québec	123 367	2,01	223 263	3,15	212 846	2,97
Ontario	153 732	1,96	500 807	4,78	489 623	4,60
Manitoba	11 589	1,16	24 897	2,24	26 127	2,34
Saskatchewan	7 863	0,84	20 629	2,05	21 842	2,17
Alberta	41 998	2,52	65 288	2,51	69 657	2,63
Colombie-Britannique	61 627	2,74	117 887	3,49	126 257	3,63
Yukon	586	3,09	1 273	4,37	1 307	4,32
Territoires du Nord-Ouest	1 649	4,52	3 353	5,47	3 382	5,40

Source : Division de la démographie, section des estimations démographiques, Statistique Canada.

* La sous-estimation comprend le sous-dénombrement net et les résidents non permanents. Les données sont établies au 1er juin pour 1971 et au 1er juillet pour 1991 et 1992.

† Le niveau de sous-estimation divisé par la population ajustée pour la sous-estimation.

Tableau 2

Sous-estimation* de la population selon le sexe et le groupe d'âge, Canada, 1971, 1991 et 1992

	1971		1991		1992	
	Nombre	Taux† %	Nombre	Taux† %	Nombre	Taux† %
Masculin	257 502	2,33	580 020	4,16	579 891	4,10
0-4	11 990	1,27	26 831	2,68	23 502	2,32
5-14	21 597	0,92	48 695	2,46	44 959	2,26
15-19	27 004	2,45	34 835	3,54	32 386	3,28
20-24	56 557	5,67	97 830	9,16	88 801	8,34
25-34	64 983	4,26	214 845	8,28	221 571	8,55
35-44	36 669	2,77	90 463	4,02	95 625	4,15
45-54	18 653	1,62	29 727	1,96	33 590	2,09
55-64	11 787	1,36	19 627	1,64	21 778	1,81
65+	8 262	1,05	17 167	1,27	17 679	1,27
Féminin	175 311	1,60	435 150	3,07	432 549	3,01
0-4	13 894	1,54	24 259	2,55	20 360	2,11
5-14	22 529	1,00	52 058	2,76	52 478	2,76
15-19	25 676	2,41	39 297	4,18	37 027	3,93
20-24	43 725	4,41	82 118	7,88	77 984	7,53
25-34	30 115	2,07	127 413	5,03	132 868	5,27
35-44	15 430	1,23	51 224	2,29	51 904	2,27
45-54	8 441	0,72	17 034	1,14	19 378	1,22
55-64	7 287	0,82	16 095	1,31	15 432	1,25
65+	8 214	0,85	25 652	1,38	25 118	1,31

Source : Division de la démographie, Section des estimations démographiques, Statistique Canada.

* La sous-estimation comprend le sous-dénombrement net et les résidents non permanents. Les données sont établies au 1er juin pour 1971 et au 1er juillet pour 1991 et 1992.

† Le niveau de sous-estimation divisé par la population ajustée pour la sous-estimation.

Sources des données pour l'ajustement

Résidents non permanents

L'univers de recensement a été élargi en 1991 de manière à inclure les résidents non permanents dont le nombre s'élevait à environ 223 000. Les estimations du nombre de résidents non permanents pour d'autres années ont été établies à partir du Système de données sur les visiteurs (SDV) obtenu de la Citoyenneté et de l'Immigration. Le SDV fournit des informations à partir de 1981 sur le nombre de *permis* autorisant la résidence temporaire au Canada. Une méthode a été mise au point pour établir par déduction le nombre de personnes que cela représente et leurs caractéristiques démographiques. Cette méthode rend compte, en particulier, des personnes titulaires de plus d'un permis et elle permet d'estimer le nombre de personnes à charge n'ayant pas de permis (par exemple, les enfants d'âge préscolaire et les personnes âgées). Pour les années antérieures à 1981, les estimations du nombre total de résidents non permanents proviennent des informations fournies par la Division de l'éducation, de la culture et du tourisme de Statistique Canada sur les autorisations accordées à des étudiants et les permis de travail délivrés.

Sous-dénombrement net

Après chaque recensement, Statistique Canada mesure la qualité des données recueillies. La plus importante de ces études est la Contre-vérification des dossiers, opération par laquelle on estime le nombre de personnes qui n'ont pas été recensées mais qui faisaient partie de l'univers de recensement. On estime que la principale source d'erreur est le *sous-dénombrement*. La contre-vérification des dossiers, entreprise pour la première fois en 1966, comprend plusieurs procédés de dépistage appliqués à un échantillon de personnes qui auraient toutes dû être recensées. Cet échantillon provient de cinq sources : personnes recensées lors du dernier recensement;

personnes nées depuis le dernier recensement; immigrants reçus qui sont entrés au Canada depuis le dernier recensement; résidents non permanents au moment du recensement (pour 1991 seulement) et personnes non recensées lors du dernier recensement. Le sous-dénombrement en 1991 a été estimé à environ 950 000 personnes (3,4 % des chiffres de la population ajustés).

En 1991, Statistique Canada a introduit l'Étude du surdénombrement qui vérifie des échantillons de personnes recensées en 1991 afin de déterminer si elles ont été énumérées plus d'une fois ou si elles ne faisaient pas partie de l'univers de recensement. On a estimé le *surdénombrement* dans le recensement de 1991 à environ 150 000 personnes (0,6 % des chiffres de la population ajustés). Le *sous-dénombrement net* est la différence entre le sous-dénombrement et le surdénombrement.

Les estimations du sous-dénombrement net de la population totale des provinces et des territoires et de la population du Canada par groupe d'âge et par sexe ont été tirées directement de ces deux études de dénombrement. On a recours à des techniques statistiques pour répartir ces estimations selon des critères démographiques et géographiques plus précis.

Pour les recensements antérieurs à 1991, l'information sur le sous-dénombrement provient exclusivement des résultats de la contre-vérification des dossiers. On a estimé le sous-dénombrement net pour les années 1971 à 1986 en appliquant aux résultats de la contre-vérification des dossiers pour ces années le ratio de surdénombrement et de sous-dénombrement mesuré en 1991. À quelques très rares exceptions près, le sous-dénombrement est supérieur au surdénombrement à tous les niveaux de désagrégation géographique et démographique.

(tableau 1). Environ la moitié des résidents non permanents sont en Ontario¹⁵ et, en 1991, le taux de sous-dénombrement net dans cette province était l'un des plus élevés (3,6 %). Par contraste, l'Île-du-Prince-Édouard compte peu de résidents non permanents et le taux de sous-dénombrement net y a été très faible (0,9 %).

Âge et sexe

L'ajustement pour la sous-estimation est plus important dans les catégories d'âge et de sexe qu'entre les provinces ou les territoires. Les différences de structure par âge-sexe de la population canadienne avant et après l'ajustement sont plus visibles chez les

jeunes adultes (graphique 1 et tableau 2). Le sous-dénombrement net était plus élevé pour les hommes (7,9 %) et pour les femmes (5,3 %) âgés de 20 à 29 ans. L'inclusion des résidents non permanents a également plus d'impact dans la catégorie des jeunes adultes. Alors que les 20 à 29 ans représentaient environ 16 % des Canadiens de sexe masculin et féminin en 1991, 34 % des résidents non permanents appartiennent à ce groupe d'âge, soit un pourcentage plus de deux fois plus élevé.

Projections démographiques

L'ajustement pour sous-estimation a un double effet sur les projections démographiques : d'abord, la population de base augmente; ensuite, les taux utilisés pour établir des projections démographiques (fécondité, mortalité et, dans certains cas, migration) diminuent en raison d'une plus grande population à risque.

Non seulement les nouvelles projections corrigent-elles le niveau des populations futures, mais elles règlent les problèmes de sous-estimation différentielle selon l'âge et le sexe. La répartition selon l'âge et le sexe de la population de base détermine en grande partie la structure démographique des populations futures. Lorsqu'un groupe d'âge (cohorte) est fortement sous-estimé par rapport à d'autres, ce déséquilibre suit cette cohorte pendant toute la période de projection. Par exemple, une forte sous-estimation du nombre d'hommes de 25 à 29 ans en 1991 se répercuterait sur la population de sexe masculin des 50 à 54 ans projetée pour l'an 2016.

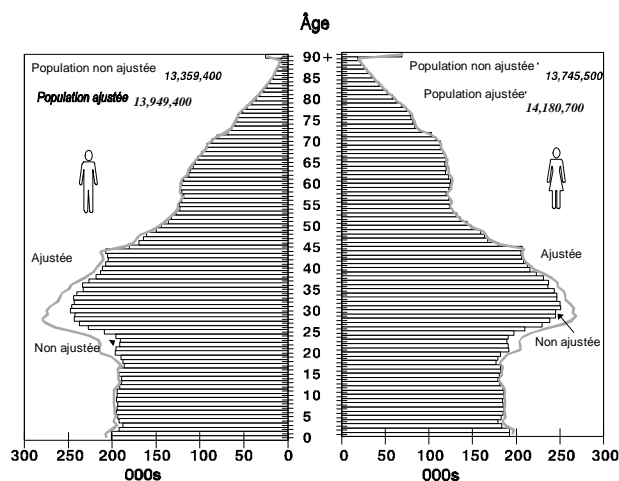
Impact sur les statistiques de la santé et de l'état civil

Tout indicateur qui repose sur des estimations démographiques sera touché par l'ajustement. Il faudrait par conséquent recalculer les séries d'indicateurs établies à partir d'estimations démographiques non ajustées.

À quelques rares exceptions près, tous les taux diminueront puisque les dénominateurs sont ajustés à la hausse. L'ampleur de la diminution dépend des caractéristiques géographiques et démographiques de la population à risque. Pourtant, bien que les nouveaux taux soient moins élevés, les tendances et les répartitions sous-jacentes dans le temps ou d'une sous-

Graphique 1

Population, ajustée et non ajustée pour le Canada, selon l'âge et le sexe, 1991



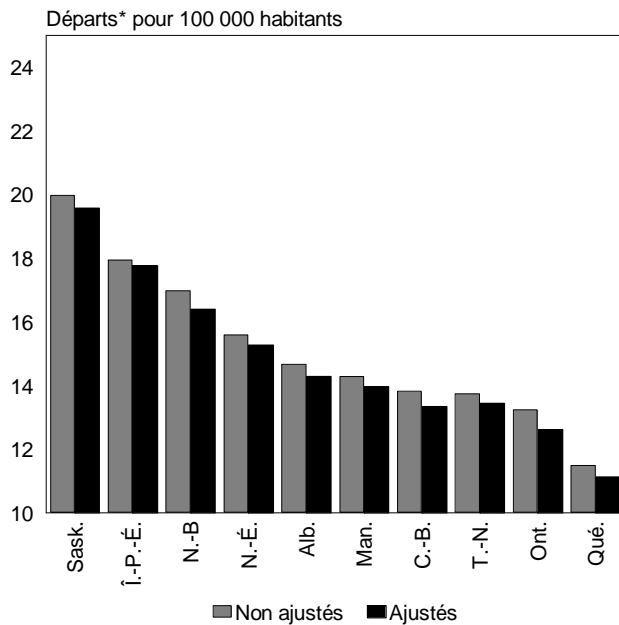
catégorie à l'autre sont assez semblables après l'ajustement. En fait, dans de nombreux cas, les chercheurs constateront que celui-ci n'a pas beaucoup d'impact sur leurs résultats. Par contre, les travaux qui portent sur des sous-groupes particuliers pour lesquels la sous-estimation était spécialement élevée pourraient être plus touchés. Quelques exemples tirés des statistiques de la santé et de l'état civil illustrent ce point.

Différences par province : taux de radiation de l'hôpital

Bien que l'ajustement fasse diminuer les taux des statistiques de la santé et de l'état civil concernant les provinces et les territoires, son impact n'est pas uniforme. Les taux de radiation de l'hôpital pour 1991-1992 (une radiation désigne la sortie de l'hôpital ou le décès d'un patient) montrent comment cela se produit (graphique 2)¹⁶. L'effet est minime sur les taux de l'Île-du-Prince-Édouard, puisque la sous-estimation dans cette province était très faible. À l'inverse, les taux de radiation de l'hôpital diminuent le plus au Nouveau-Brunswick et en Ontario, provinces où la sous-estimation était la plus élevée. Néanmoins, l'ajustement ne modifie pas la courbe générale : la Saskatchewan et les trois provinces maritimes continuent d'avoir les plus forts taux de radiation de l'hôpital, tandis que l'Ontario et le Québec ont les taux les moins élevés.

Graphique 2

Taux de radiations des hôpitaux, Canada et provinces, 1991-1992



Différences selon l'âge : taux de fécondité par âge

Même si l'ajustement a relativement peu d'effets sur les données statistiques sommaires, qu'elles soient provinciales ou internationales (voir *Comparaison internationale des taux des événements de l'état civil*), son impact sur les taux par âge est plus marqué.

Par exemple, la plus importante diminution de pourcentage des taux de fécondité de 1992 se trouve chez les femmes de 20 à 24 ans – soit de 81,2 à 75,1 naissances pour 1 000 femmes (graphique 3)¹⁷. Cette différence est attribuable à la forte sous-estimation pour ce groupe d'âge (7,5 %), comparativement à celle pour toutes les femmes de 15 à 49 ans (4,1 %).

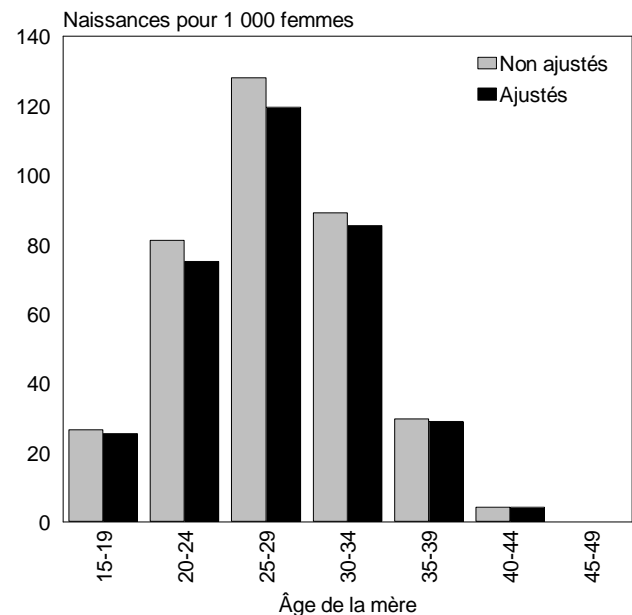
Différences dans le temps : taux de mortalité par suicide et taux de grossesse chez les adolescentes

Les statistiques de l'état civil pour une année donnée sont rarement étudiées isolément. Les analystes sont plus intéressés à savoir comment elles se comparent à celles des années antérieures. La tendance s'accroît-elle ou diminue-t-elle? Comment la tendance pour un groupe d'âge se compare-t-elle à celle d'autres groupes d'âge, d'autres régions?

La sous-estimation de la population n'a pas été uniforme dans le temps. Dans le cas des provinces et des territoires, elle a été beaucoup plus élevée depuis 1986 qu'au cours des 15 années antérieures. Résultat : les taux calculés pour les années plus éloignées sont moins touchés par l'ajustement que ceux des années plus récentes. Deux exemples illustrent l'impact qu'a l'ajustement sur les taux selon l'âge sur une période de 10 ans : les taux de mortalité par suicide chez les hommes de 25 à 29 ans et les taux de grossesse chez les adolescentes.

Graphique 3

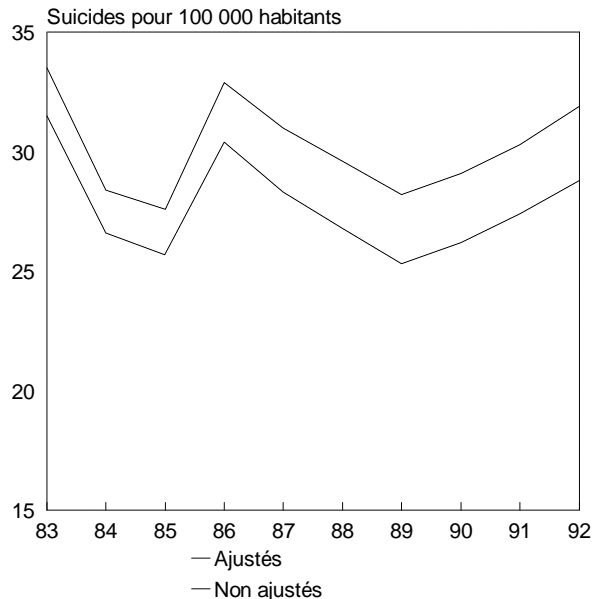
Taux de fécondité selon le groupe d'âge, Canada, 1992



Les **taux de mortalité par suicide** selon l'âge pour les hommes de 25 à 29 ans sont parmi les plus élevés.¹⁸ L'ajustement apporté à la sous-estimation de la population en 1992 a également été le plus élevé pour ce groupe d'âge, puisqu'il a réduit son taux de mortalité par suicide de 31,9 à 28,8 pour 100 000 hommes. La différence entre les taux non ajustés et ajustés passe de 2 suicides pour 100 000 en 1983 à 3,1 en 1992 (graphique 4).

Graphique 4

Taux de mortalité par suicide, hommes âgés de 25 à 29 ans

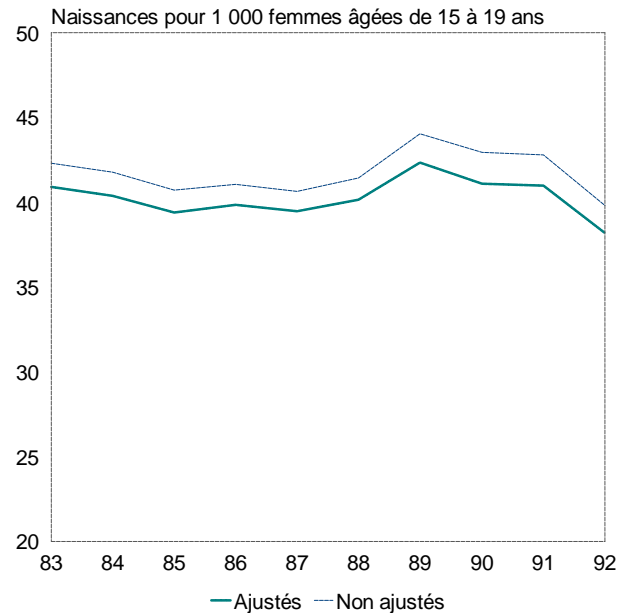


Ce changement est dû à une sous-estimation croissante de la population dans le temps, résultat combiné d'une augmentation constante des résidents non-permanents entre 1983 et 1989 et le sous-dénombrement différentiel dans le temps. Le sous-dénombrement net était plus élevé en 1986 et 1991 qu'en 1981. Ainsi le niveau de sous-estimation de la population est plus grand après 1986 qu'avant cette date.

Le taux corrigé de **grossesse chez les adolescentes** pour 1983 (40,9 grossesses pour 1 000 femmes âgées de 15 à 19 ans) est de 1,4 grossesse de moins que le taux non ajusté (41,3) (graphique 5).¹⁹ Puisque le sous-dénombrement pour les femmes âgées de 15 à 19 ans est inférieur à celui des hommes âgés de 20 à 24 ans, l'impact de l'ajustement sur ces taux de grossesse est plus petit que pour les taux de mortalité par suicide ci-haut. De plus, comme le sous-dénombrement différentiel dans le temps chez ces adolescentes est aussi inférieur, le facteur principal affectant le niveau d'ajustement dans le temps est la croissance marquée du nombre de résidents non-permanents en 1989, augmentant l'écart de 1,4 à 1,7 grossesse pour 1 000 femmes.

Graphique 5

Taux de grossesse chez les adolescentes, Canada, 1983 à 1992



Taux de mortalité par cause

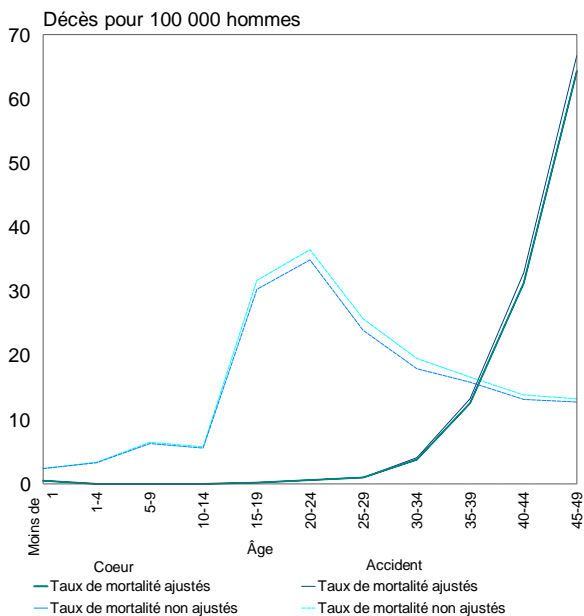
D'un certain point de vue, l'ajustement a les mêmes effets sur toutes les causes de décès, puisque les facteurs d'ajustement pour les populations à risque ne sont pas liés à des causes. En fait, la différence en pourcentage entre les taux de mortalité par âge non ajustés et ajustés pour chaque cause est égale au taux de sous-estimation correspondant. Ainsi, le taux de mortalité brut en 1992 *pour chaque cause* est réduit de 3,6 % après l'ajustement. En outre, les taux selon l'âge et le sexe diminuent d'un pourcentage identique, indépendamment de la cause du décès (par exemple de 3,3 % chez les hommes de 15 à 19 ans et de 7,5 % chez les femmes de 20 à 24 ans).

Pour comprendre comment l'ajustement influe sur certaines causes de décès plus que sur d'autres, il faut considérer simultanément les profils selon l'âge de décès par cause et de sous-estimation de la population. Par exemple, les **taux selon l'âge chez les hommes** pour deux causes de décès — cardiopathie ischémique et accident d'automobile¹⁸ — ont des profils

d'âge très différents (graphique 6). Malgré l'ajustement général effectué pour toutes les causes, l'effet sur les deux ensembles de taux de mortalité diffère. Dans le cas des accidents d'automobile, la différence entre les taux ajustés et non ajustés est la plus évidente chez les jeunes hommes, pour lesquels la sous-estimation est plus élevée et qui représentent également le groupe risquant le plus d'être impliqué dans de tels accidents. Le petit nombre d'accidents mortels qui affectent les hommes plus âgés diminue l'impact de l'ajustement.

Graphique 6

Taux de mortalité selon l'âge pour les maladies cardiaques et les accidents de véhicule à moteur, hommes 11 à 19 ans, Canada, 1992



Par contraste, les taux ajustés et non ajustés de cardiopathie ischémique semblent similaires à tous les âges. Les taux de mortalité par cardiopathie ischémique chez les hommes plus jeunes est trop faible pour que l'ajustement produise une différence perceptible. En revanche, pour les âges auxquels la maladie cardiaque est la plus fréquente, la sous-estimation de la population est faible, de sorte que l'ajustement a peu d'effet.

Taux d'incidence du cancer selon l'âge

Le Canada est un chef de file mondial dans l'élaboration de statistiques sur le cancer grâce au Registre canadien du cancer (anciennement appelé le Système national de déclaration des cas de cancer)^b, qui fournit de l'information sur l'incidence des nouveaux cas de cancer diagnostiqués. Une des données statistiques fondamentales déduites des données du registre sur le cancer est le taux comparatif d'incidence.²⁰ Ce taux s'obtient en appliquant les taux selon l'âge et le sexe de l'incidence du cancer par siège (ou type) aux effectifs d'âges correspondants d'une population type, telle que la population type mondiale, ce qui permet d'établir des comparaisons entre les provinces ou dans le temps en tenant compte des différences de la structure par âge de différentes populations. Les taux comparatifs pour tous les cancers au Canada en 1989 (dernière année pour laquelle il existait des données réelles au moment de la présente étude) étaient de 315 et de 249 cas pour 100 000 hommes et femmes respectivement. En 1989, les sièges ayant les taux d'incidence les plus élevés chez les hommes étaient le poumon (67 cas par 100 000), la prostate (56 cas par 100 000) ainsi que le colon et le rectum (43 cas par 100 000). En 1989, le principal siège de cancer chez les femmes était le sein (75), suivi des cancers du colon et du rectum (31) et du poumon (26).²¹ Ces taux ont été calculés à partir des chiffres de la population ajustés.

Si l'on ajuste ces chiffres en fonction de la sous-estimation, le taux comparatif de 1989 diminue de 2,8 % chez les hommes et de 2,4 % chez les femmes. L'impact par siège de cancer est étroitement lié à la structure par âge des patients atteints de cancer. L'effet le plus marqué se voit pour les cancers qui affectent de grandes proportions de patients de moins de 44 ans : la maladie de Hodgkin, le col de l'utérus

^b Le Registre canadien du cancer est une base de données nationale sur l'incidence du cancer qui intègre les statistiques sur le cancer fournies par les registres provinciaux et territoriaux du cancer. Il est administré par Statistique Canada sous la direction du Conseil canadien des responsables des registres du cancer qui comprend des représentants de Statistique Canada, des responsables des registres provinciaux et territoriaux du cancer, de Santé Canada, de l'Institut national du cancer et de la Société canadienne d'épidémiologie et de biostatistique.

(femmes), le mélanome, le cerveau et le lymphome (hommes) (graphique 7). Pour la plupart des autres sièges, le cancer se développe en général plus tard dans la vie, c'est-à-dire lorsque la sous-estimation de la population est beaucoup moins élevée. L'ajustement n'entraîne aucune différence dans le classement général de l'incidence du cancer selon le siège, et ce, quel que soit le type de cancer.

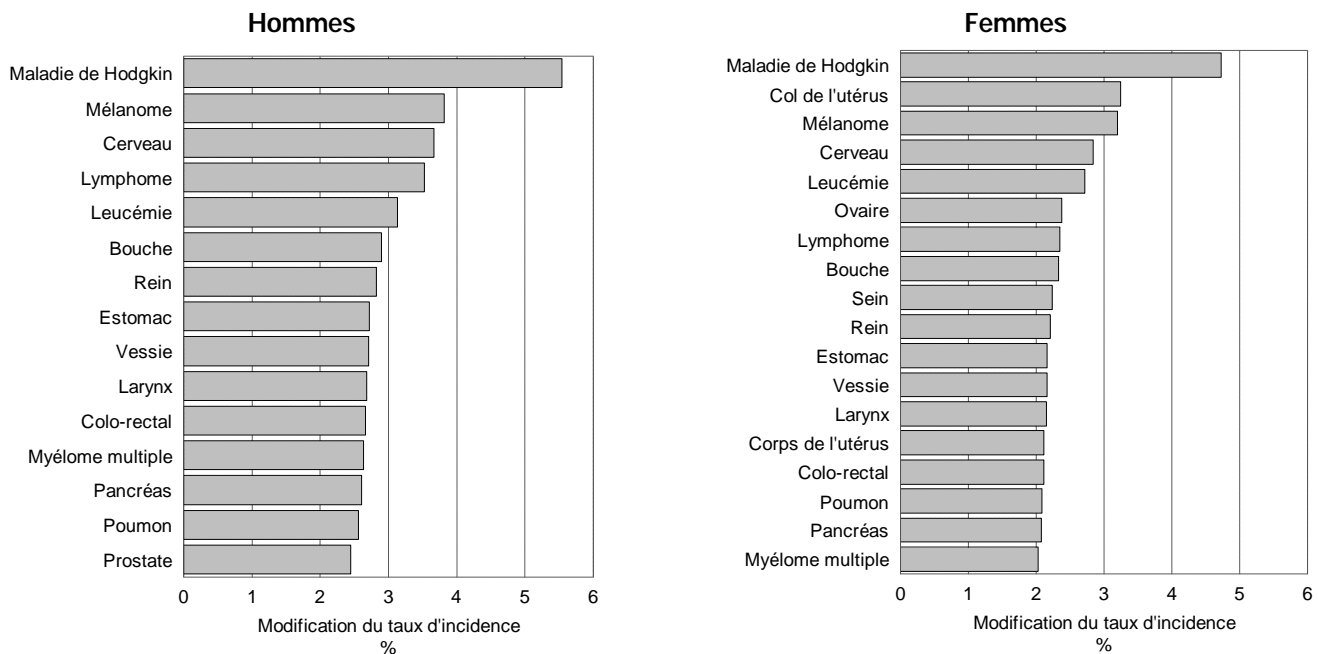
Variation annuelle moyenne en pourcentage de l'incidence du cancer

C'est sur les indicateurs de variation tels que la **variation annuelle moyenne en pourcentage (VAMP)** des taux d'incidence du cancer (tableau 3) que les

nouvelles estimations démographiques ont le plus d'impact. Pour chaque siège de cancer, on calcule cette variation en appliquant un modèle de régression après transformation logarithmique des taux comparatifs. La VAMP mesure les variations des taux de cancers dans le temps, tandis que la sous-estimation différentielle mesure les variations de la population visée dans le temps. Lorsque la VAMP est peu élevée, ces deux mesures peuvent être tout à fait comparables du point de vue de la taille, et parfois la variation de la sous-estimation peut masquer des variations réelles des taux d'incidence.

Graphique 7

Impact de l'ajustement sur les taux comparatifs d'incidence*, par siège de cancer, Canada, 1989



* Taux comparatif; par rapport à la population type mondiale.

L'ajustement des chiffres de la population a fait diminuer les taux d'incidence du cancer de 1989 de 2,1 % à 5,6 %, selon le siège. Par contraste, l'ajustement a eu un effet beaucoup plus important sur la VAMP au cours de la période de 1982 à 1989, allant de 4 % (cancer du rein et du poumon chez les femmes) à 140 % (myélome multiple chez les hommes) et jusqu'à l'infini (cancer du poumon chez les hommes, pour lequel la VAM Pajustée est égale à 0%).

Pour un siège de cancer donné, la valeur absolue de la VAMP augmente ou diminue avec l'ajustement en fonction des tendances antérieures. Dans le cas des sièges pour lesquels la VAMP a diminué entre 1982 et 1989 tels que l'estomac, le pancréas et le col de l'utérus (femmes), l'ajustement des chiffres de la population a creusé l'écart entre le taux comparatif pour ces deux années et *la VAMP est donc plus importante que ne le donnaient à penser les estimations antérieures*. À l'inverse, dans le cas des sièges de cancer pour lesquels la VAMP a augmenté entre 1982 et 1989 tels que le mélanome, le rein, le poumon (femmes) et la prostate (hommes),

l'ajustement a réduit l'écart et *la VAMP est donc plus petite que prévu*. En outre, les nouvelles séries pour le cancer colo-rectal, le cancer du larynx et la maladie de Hodgkin confirment que les écarts entre les taux d'incidence chez les hommes et chez les femmes diminuent, bien qu'à un rythme plus lent.

Lorsque les facteurs d'ajustement ne sont pas disponibles

Les estimations démographiques ont été ajustées pour des variables géographiques et démographiques de base : âge, sexe et état matrimonial pour les provinces et les territoires à partir de 1971; âge et sexe pour les divisions de recensement et les régions métropolitaines de recensement à partir de 1986. L'analyse de ces variables devrait s'appuyer sur les estimations démographiques ajustées. Selon la politique de la Division des statistiques sur la santé, ce sont les chiffres de population ajustés qui sont utilisés dans ses données et publications standard. Ce qui comprend un nouveau calcul des séries chronologiques existantes.

Tableau 3

Variation annuelle moyenne en pourcentage des taux comparatifs (TC) par siège de cancer, Canada, 1982-1989

Siège	Hommes		Femmes	
	Ajustée	Non ajustée	Ajustée	Non ajustée
		%		%
Tous les cancers	0,50	0,72	0,33	0,50
Bouche	-1,40	-1,18	-1,28	-1,12
Estomac	-2,13	-1,92	-2,45	-2,30
Côlon et rectum	0,45	0,66	-1,14	-0,99
Pancréas	-2,99	-2,80	-0,51	-0,36
Larynx	-0,89	-0,69	3,59	3,77
Poumon	-	0,19	4,05	4,21
Mélanome	4,61	4,86	2,26	2,46
Sein	1,47	1,63
Col de l'utérus	-3,81	-3,60
Corps de l'utérus	-1,82	-1,67
Ovaire	-1,84	-1,67
Prostate	3,06	3,27
Testicule	2,44	2,86
Vessie	-0,69	-0,48	-0,81	-0,65
Rein	2,68	2,90	4,41	4,58
Cerveau	-0,33	-0,10	-0,71	-0,52
Maladie de Hodgkin	-2,27	-1,98	1,14	1,46
Myélome multiple	0,15	0,36	0,11	0,25
Maladie non hodgkinienne	1,82	2,06	0,33	0,50
Leucémie	-1,36	-1,15	-1,14	-0,95

Nota : Les TC sont basés sur la population type mondiale.

Source : Statistiques canadiennes sur le cancer (voir la bibliographie, ref. 21) et calculs de l'auteur.

Comparaisons internationales des taux sommaires d'événements liés à l'état civil

Certaines des différences que l'on constate dans les données statistiques internationales s'expliquent en partie par les différences de définitions ou d'univers, ou par des degrés divers de qualité de données. Ce problème s'atténue à mesure que les organisations internationales telles que les Nations unies et l'Organisation mondiale de la santé adoptent des critères normalisés. À l'heure actuelle, outre le Canada, seuls l'Australie et le Royaume-Uni ajustent les recensements en fonction du sous-dénombrement.

Cinq des statistiques sommaires de l'état civil pour 1992 sont comparées à celles de certains pays développés (voir ci-dessous). Deux de ces données statistiques, les taux de nuptialité et de divortialité, sont des taux bruts visant la totalité de la population d'un pays. Après l'ajustement des chiffres de la population du Canada, les taux de nuptialité et de divortialité ont baissé de 3,6 %. Cela a eu encore plus d'effet sur l'indice synthétique de fécondité total (5,9 % plus bas), puisque ce taux dépend des femmes en âge de procréer, groupe dans lequel la sous-estimation de la

population est plus élevée. En outre, les variations de la population utilisées pour calculer les espérances de vie à la naissance ajoutent 0,26 année à la vie des hommes et 0,17 année à celle des femmes.

Une fois les ajustements effectués, le taux de fécondité des femmes canadiennes âgées de 20 à 24 ans passe du 8^e au 10^e rang dans le classement mondial. Cependant, l'impact de l'ajustement sur le rang, à l'échelle internationale, des principaux indicateurs démographiques du Canada est minime. En fait, les classements fondés sur la population ajustée diffèrent, au plus, d'un rang par rapport à ceux qui reposent sur la population canadienne non ajustée. Sur 18 pays, seules les espérances de vie du Japon sont supérieures à celles du Canada. Le taux de divortialité du Canada occupe le troisième rang, derrière ceux des États-Unis et du Royaume-Uni. Le taux de nuptialité du Canada est parmi les plus faibles (13^e), tandis que l'indice synthétique de fécondité total se situe plus près du milieu (8^e).

Statistiques de l'état civil pour certains pays, 1991

	Taux de nuptialité	Taux de divortialité	Indice synthétique de fécondité	Taux de fécondité des 20-24 ans	Espérance de vie à la naissance	
	Mariages pour 1 000 personnes	Divorces pour 1 000 personnes	Nombre d'enfants par femme	Naissances pour 1 000 femmes	Hommes	Femmes
Australie	6,6	2,6	1,91	79,6 ¹	73,9	80,0
Belgique	6,1	2,1	1,57	101,8 ³	72,7 ¹	79,4 ¹
Canada (ajusté 1992)	5,8	2,8	1,69	75,0	74,9	81,2
Canada (non ajusté, 1992)	6,0	2,9	1,79	81,1	74,6	81,0
Danemark	6,0	2,5	1,68	70,7 ⁴	72,0 ¹	77,7 ¹
France	4,9	1,9 ¹	1,77	75,8 ¹	73,0	81,1
Allemagne	5,7	2,2 ²	1,35
Grèce	6,1	0,6	1,40	131,6 ⁷	73,6 ¹	78,6 ¹
Irlande	4,8	..	2,18	65,8 ¹	71,9 ¹	77,4 ¹
Italie	5,4	0,5	1,26	58,6 ³	73,2 ³	79,7 ³
Japon	6,0	1,4	1,51	44,3 ¹	76,1	82,1
Luxembourg	6,7	2,0	1,64	63,0 ⁴	72,3 ¹	78,5 ¹
Mexique	7,6	0,6	3,29	224,2 ⁶	66,5	73,1
Pays-Bas	6,3	1,9	1,61	48,2 ¹	73,7	79,8
Nouvelle-Zélande	6,8	2,6	2,18	101,2 ¹	71,9	78,0
Portugal	7,3	1,1	1,42	90,0 ²	70,2 ¹	77,3 ¹
Espagne	5,6	0,6 ²	1,28	65,8 ⁵	73,4 ¹	80,1 ¹
Royaume-Uni	6,8	2,9 ¹	1,82	91,1 ¹	72,9 ¹	78,5 ¹
États-Unis	9,4	4,7	2,01 ²	115,4 ²	71,8 ²	78,6 ²

Nota : Les surinscriptions de 1 à 8 renvoient aux années 1990 à 1983 respectivement. Par exemple, 1 renvoi à 1990, 2 à 1989, etc.

Source : Pour le Canada : Statistique Canada, Naissances 1992, Mariages 1992, et Divorces 1992. (n^{os} 84-210, 84-212 et 84-213 au catalogue, Ottawa : 1995.

Pour les taux de fécondité par âge d'autres pays : taux total de fécondité du Japon et l'espérance de vie des États-Unis: Nations unies, Annuaire démographique de 1991. Département des affaires économiques et sociales, Division de la statistique; New York : 1992. Pour toutes autres statistiques de l'état civil : Statistique Canada, Annuaire du Canada 1994. Ottawa : 1993.

Certaines recherches, toutefois, exigeront peut-être des estimations démographiques pour des dates antérieures ou pour un degré de désagrégation plus poussé que celui que permettent les estimations ajustées. Les analystes qui ont toujours utilisé les données du recensement quinquennal peuvent continuer de le faire. Toute la gamme de données du recensement est disponible sous la même forme qu'avant, c'est-à-dire non ajustées en fonction du sous-dénombrement net. Le recensement de 1991 inclut pour la première fois les résidents non permanents. Les chercheurs qui continuent d'utiliser les chiffres de population (non ajustés) du recensement supposent qu'il n'y a pas de sous-dénombrement, ou au moins aucun sous-dénombrement différentiel (dans le temps ou d'une catégorie à l'autre).

À l'inverse, certains analystes peuvent vouloir utiliser les chiffres ajustés pour calculer les taux à des niveaux agrégés avant de les ventiler en catégories plus précises. Cela peut être fait de diverses façons. On peut :

- C Appliquer les mêmes taux de sous-estimation de la population uniformément à toutes les sous-catégories. On suppose alors qu'il n'y a pas de sous-estimation différentielle entre les sous-groupes.
- C Élaborer des hypothèses sur la sous-estimation fondées sur des informations indépendantes ou le jugement d'experts.
- C Se servir des chiffres marginaux connus ou estimés et les appliquer de façon transversale afin d'obtenir des taux détaillés de sous-estimation de la population. Par exemple, la sous-estimation infraprovinciale par âge et par état matrimonial peut être estimée à partir de la sous-estimation infraprovinciale par âge et la sous-estimation provinciale par âge et par état matrimonial. Ce qui implique qu'il existe un certain rapport entre les caractéristiques de sous-estimation des deux distributions marginales.

On peut établir, sur mesure, des estimations démographiques ajustées, selon le principe du recouvrement des coûts. Les demandes doivent être adressées à la Division de la démographie, Statistique Canada, bureau 1708, Édifice principal, Ottawa (Ontario), K1A 0T6; téléphone : (613 951-2320); télécopieur : (613 951-2307).

Remerciements

L'auteure remercie Jane Gentleman, Ph. D., Ronald Raby, et Leslie Gaudette pour les précieuses suggestions et observations qu'ils lui ont faites sur une version antérieure de cet article.

Références

1. Statistique Canada, *Estimations intercensitaires révisées de la population et des familles au 1^{er} juillet, 1971-1991*. Ottawa: Statistique Canada, n° 91-537 au catalogue, 1994.
2. Statistique Canada. *Statistiques démographiques annuelles de 1994*. Ottawa: Statistique Canada, n° 91-213 au catalogue, 1995.
3. Michalowski M., Fortier C. Two neglected categories of immigrants to Canada: Temporary immigrants and returning Canadians. *Statistical Journal of the United Nations Economic Commission for Europe*. 1990; 7:175-204.
4. Statistique Canada. Recensement de 1991. *Couverture - Rapports techniques du recensement de 1991*. Ottawa: Statistique Canada, n° 91-341 au catalogue, 1994.
5. Choi CY, Steel DG, Skinner TJ. Redressement des chiffres du recensement de 1986 en Australie pour le sous-dénombrement. *Techniques d'enquLte*. Statistique Canada, catalogue 82-003. 1988; 14: 173-90.
6. Office of Population Censuses and Surveys. Population Definitions. *Population Trends*. N° 33. Royaume-Uni, 1983; 21-5.
7. Fellegi I.P. Should the census count be adjusted for allocation purposes? Equity consideration. Dans : Krewski D., Platek R., Rao J.N.K., éd. *Current Topics in Survey Sampling*. Toronto Academic Press; 1981; 47-76.
8. Statistique Canada. *Prise en compte des estimations de l'erreur de complétude nette du recensement dans le programme des estimations de population : plan de travail proposé*. Document interne rédigé par un groupe de travail mixte formé de représentants de la Division de la démographie, de la Division des méthodes d'enquêtes sociales et de la Division de l'analyse des enquêtes du travail et des ménages. Ottawa; 1990.
9. Royce, D. Une comparaison d'estimateurs d'un ensemble de totaux de population. *Techniques d'enquLte*. Statistique Canada, catalogue 82-003, 1992; 18: 109-126.
10. Statistique Canada. Estimations de la population au 1^{er} juillet, 1971-1993. *Le Quotidien*, 16 septembre; 1993.
11. Keyfitz N. *Issues in adjusting for the 1980 Census undercount*. Communication présentée à la réunion annuelle de l'American Statistical Association; Detroit; 1981.

12. Freedman D. *Testimony on the Census Undercount*. Présentée au Sous-comité du recensement et de la population du Comité des postes et de la fonction publique de la Chambre des représentants. Washington, D.C.; 1987.
13. Département du commerce des États-Unis. *Final guidelines for considering whether or not a statistical adjustment of the 1990 Decennial Census of Population and Housing should be made for coverage deficiencies resulting in an undercount of population*. Docket n° 91282-0068. Washington, D.C.; 1990.
14. Département du Commerce des États-Unis. *Statement of Secretary Robert A. Mosbacher on Adjustment of the 1990 Census*. Washington, D.C.; 1991.
15. Statistique Canada. *Statistiques démographiques annuelles 1994*. Ottawa: n° 91-213 au catalogue, 1995.
16. Statistique Canada. *La morbidité hospitalière 1991-1992*. Ottawa: Statistique Canada, n° 82-216 au catalogue, 1994.
17. Statistique Canada. *Naissances 1992*. Ottawa: Statistique Canada, n° 84-210 au catalogue, 1995.
18. Statistique Canada. *Causes de décès*. Ottawa: Statistique Canada, n° 84-208 au catalogue, 1994.
19. Statistique Canada. *Naissances 1992*. Ottawa: Statistique Canada, n° 84-210 au catalogue, 1995, et tableaux spéciaux par l'auteur.
20. Statistique Canada. *Le cancer au Canada en 1989*. Ottawa: Statistique Canada, n° 82-218 au catalogue, 1993.
21. Institut national du cancer du Canada. *Statistiques canadiennes sur le cancer 1994*. L'Institut, Toronto : 1994.