

N° 98-303-X2016001 au catalogue
ISBN 978-0-660-26768-5

Rapport technique sur la couverture

Recensement de la population, 2016

Date de diffusion : le 13 novembre 2019



Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-514-283-9350

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « [Normes de service à la clientèle](#) ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, représentée par le ministre de l'Industrie 2019

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'[entente de licence ouverte](#) de Statistique Canada.

Une [version HTML](#) est aussi disponible.

This publication is also available in English.

Table des matières

Introduction	1
1. Estimation des erreurs de couverture de la population	3
1.1 Introduction	3
1.2 Sous-dénombrement net	3
1.3 Sous-dénombrement	9
1.4 Surdénombrement	13
2. Univers du recensement	14
2.1 Introduction	14
2.2 Univers de la population	14
2.3 Univers des logements	14
2.4 Lieu habituel de résidence	16
3. Erreur de couverture de la population	17
3.1 Sources	17
3.2 Contrôle	18
3.3 Définitions	19
3.4 Évaluation	20
4. Collecte des données du recensement	22
5. Traitement des données du recensement	23
6. Enquête sur la classification des logements (ECL)	24
6.1 Introduction	24
6.2 Méthodologie	24
6.2.1 Stratification et sélection de l'échantillon	24
6.2.2 Interviews sur le terrain	25
6.2.3 Traitement et estimation	26
6.2.4 Imputation de ménages entiers (IME) du recensement	26
6.3 Estimations	27
6.3.1 Logements inoccupés	27
6.3.2 Logements non répondants	32
7. Contre-vérification des dossiers	37
7.1 Échantillonnage	37
7.2 Traitement et classification	44
7.2.1 Traitement	44
7.2.2 Classification	45

7.3 Collecte.....	49
7.3.1 Environnement	49
7.3.2 Opérations.....	50
7.3.3 Dépistage.....	52
7.3.4 Statistiques de collecte	52
7.4 Estimation.....	56
7.4.1 Calcul du poids initial.....	56
7.4.2 Rajustement pour la non-réponse.....	56
7.4.3 Calage des poids de la base du Recensement de 2011	57
7.4.4 Rajustement par post-stratification pour les territoires	57
7.4.5 Ajustement pour le surdénombrement dans la base du Recensement de 2011	57
7.4.6 Distribution pondérée selon la classification	57
7.4.7 Calcul du sous-dénombrement du recensement.....	58
8. Étude sur le surdénombrement du recensement (ESR).....	61
8.1 Aperçu et méthodologie	61
8.2 Création de la base de sondage.....	62
8.2.1 Fichiers en entrée pour la création de la base de sondage de l'ESR	62
8.2.2 Étapes de création de la base de sondage de l'ESR	63
8.2.3 Étape 1 : couplage probabiliste BDR-BDR.....	63
8.2.4 Étape 2 : couplage probabiliste BDR-ADMIN	64
8.2.5 Étape 3 : extension de la base de sondage fondée sur les ménages.....	64
8.2.6 Création des unités d'échantillonnage	64
8.2.7 Étape 4 : Supplément à la base de sondage	65
8.3 Plan de sondage de l'ESR.....	65
8.3.1 Répartition de l'échantillon	65
8.3.2 Échantillon de la strate 1	66
8.3.3 Échantillon de la strate 2	67
8.3.4 Échantillon de la strate 3	68
8.3.5 Échantillon de la strate 4	70
8.4 Collecte.....	71
8.5 Pondération et estimation.....	72
8.6 Résultats finaux.....	74
8.6.1 Surdénombrement par étape.....	74
8.6.2 Répartition du surdénombrement par scénario.....	76
9. Estimation.....	79
10. Évaluation des études de couverture	81
10.1 Contre-vérification des dossiers	81
10.1.1 Introduction	81

Rapport technique sur la couverture

10.1.2 Comparaisons avec les chiffres du recensement	81
10.1.3 Comparaison avec les estimations démographiques	83
10.1.4 Composantes de la croissance démographique	85
10.2 Étude sur le surdénombrement du recensement	86
10.2.1 Comparaison des EAA de 2011 et 2016	86
10.2.2 Comparaison de l'ESR de 2016 avec l'EAA de 2016	87
10.3 Estimations démographiques	89
10.3.1 Erreur en fin de période	89
10.3.2 Exactitude des estimations postcensitaires	90
11. Estimations historiques des erreurs de couverture de la population	92
11.1 Estimations	92
11.2 Modifications apportées à la conception des études de couverture de la population	104
12. Sujets spéciaux	107
12.1 Sous-dénombrement de la collecte	107
12.2 Participation des réserves indiennes et des établissements indiens	110
12.2.1 Introduction	110
12.2.2 Réserves indiennes et établissements indiens partiellement dénombrés	110
Annexe A – Qui inscrire dans le questionnaire du recensement	112
Annexe B – Questionnaire de l'Enquête de la contre-vérification des dossiers	113
Bibliographie	114

Introduction

Le Recensement de 2016 a nécessité la participation de l'ensemble de la population canadienne, soit environ 36 millions de personnes réparties sur un territoire couvrant neuf millions de kilomètres carrés. Même si des normes de qualité rigoureuses régissent la collecte et le traitement des données, il est impossible d'éliminer toutes les erreurs. Afin d'utiliser correctement et convenablement les données du recensement, il faut connaître le cadre conceptuel et les définitions ayant servi à le mener, ainsi que les méthodes de collecte et les processus de traitement de ces données. Il faut aussi connaître les principales sources d'erreur et, dans la mesure du possible, la taille de ces erreurs et les circonstances inhabituelles pouvant limiter l'utilité ou l'interprétation des données du recensement. Les utilisateurs peuvent alors se servir de ces renseignements afin d'évaluer les risques liés à l'utilisation des données du recensement pour tirer des conclusions ou prendre des décisions.

Le présent rapport technique porte sur les erreurs de couverture du Recensement de 2016. Il existe deux types d'erreurs de couverture. Le premier, appelé **sous-dénombrement de la population**, désigne l'exclusion de personnes qui auraient dû être dénombrées. Le second, appelé **surdénombrement de la population**, désigne quant à lui l'inclusion de personnes qui n'auraient pas dû être dénombrées ou qui l'ont été plus d'une fois. Dans le premier cas de surdénombrement, l'erreur globale est jugée peu importante. En général, le sous-dénombrement est plus fréquent que le surdénombrement. L'incidence nette du sous-dénombrement et du surdénombrement sur la taille d'une population étudiée est appelée le **sous-dénombrement net de la population**. Le sous-dénombrement net représente le nombre de personnes exclues qui auraient dû être dénombrées (sous-dénombrement), moins le nombre de dénombrements en trop de personnes qui ont été dénombrées plus d'une fois (surdénombrement). Les erreurs de couverture figurent parmi les erreurs les plus importantes puisque du point de vue de l'exactitude, elles ont une incidence non seulement sur les chiffres des différents univers du recensement, mais également sur l'ensemble des données du recensement relatives aux caractéristiques de ces univers.

Les erreurs de couverture commises lors du recensement sont mesurées à l'aide de trois études. La première, l'Enquête sur la classification des logements (ECL), porte sur les erreurs de couverture attribuables aux erreurs de classification des logements. Ainsi, les données du recensement sont rajustées en fonction de ce type d'erreur de couverture. La deuxième, la Contre-vérification des dossiers (CVD) permet d'évaluer le sous-dénombrement de la population. La troisième, l'Étude sur le surdénombrement du recensement (ESR), permet quant à elle d'évaluer le surdénombrement de la population. Les données du recensement ne sont pas rajustées en fonction des erreurs de couverture décelées par la CVD ou l'ESR. Statistique Canada utilise plutôt une estimation du sous-dénombrement net pour établir des estimations démographiques. Les études menées dans le cadre du Recensement de 2016 sont assez semblables à celles de 2011, bien que certains changements et améliorations aient été apportés.

Les utilisateurs des données du recensement doivent noter que les erreurs de couverture commises lors du Recensement de 2016 signifient que les produits du recensement sont sujets à un dénombrement incomplet ou à un dénombrement en double. Ainsi, par exemple, le taux de sous-dénombrement est plus élevé dans le cas des jeunes adultes de sexe masculin. Les utilisateurs peuvent consulter la [section 1](#) afin d'obtenir une estimation des erreurs de couverture commises dans le cadre du Recensement de 2016 pour divers groupes et niveaux démographiques et géographiques.

La [section 2](#) fait état du cadre conceptuel du Recensement de 2016 et définit l'univers de la population, l'univers des logements et le lieu habituel de résidence que le recensement essaie de mesurer. La [section 3](#) indique les erreurs de couverture, leur cause, les méthodes de recensement permettant de les minimiser ainsi que le cadre conceptuel utilisé pour les évaluer. Elle constitue également une introduction aux études sur la couverture du recensement. La [section 4](#) et la [section 5](#) décrivent quant à elles la méthodologie adoptée lors du Recensement de 2016 en matière de collecte et de traitement des données.

La [section 6](#) présente la méthodologie employée lors de l'ECL de 2016 et les résultats obtenus. L'estimation des taux d'erreur de couverture est établie uniquement pour l'univers de la population. La [section 7](#) et la [section 8](#) décrivent la méthodologie utilisée et les résultats obtenus dans le cadre de la CVD de 2016 et de l'ESR de 2016, respectivement. La [section 9](#) indique pour sa part la façon dont les résultats de la CVD et de l'ESR ont été combinés aux données du recensement pour produire les estimations des erreurs de couverture de la population et les erreurs-types qui leur sont associées.

La [section 10](#) est consacrée aux résultats des évaluations effectuées dans le cadre de la CVD et de l'ESR, ainsi qu'à l'évaluation des erreurs en fin de période. Par « erreur en fin de période », on entend la différence entre les estimations démographiques ayant comme population de base les chiffres du Recensement de 2011 rajustés pour son sous-dénombrement net et les données du Recensement de 2016, aussi rajustées pour son sous-dénombrement net.

Statistique Canada mène des études sur la couverture du recensement depuis la première CVD, qui remonte au Recensement de 1961¹. Dans une perspective chronologique, la [section 11](#) retrace les erreurs de couverture des recensements de 1971 à 2016.

La [section 12](#) aborde d'autres questions, notamment le concept de personnes non dénombrées et la participation des réserves et établissements indiens au recensement.

Le présent rapport a été préparé par : Melanie Abeysundera, Karen Bruce, Lucia Debroy, Heather Farr, Michel Parenteau, Martin Provost et Martin St-Pierre de la Division des méthodes d'intégration statistique, et Julien Bérard-Chagnon de la Division de la démographie.

De nombreuses personnes ont fait des commentaires utiles en ce qui a trait aux versions préliminaires, ce qui a permis d'améliorer la teneur et la lisibilité du rapport final.

Le [Dictionnaire, Recensement de la population, 2016](#), produit n° 98-301-X au catalogue, renferme de plus amples renseignements à propos des concepts, des variables et de la géographie du recensement. Les [produits de référence, Recensement de 2016](#) fournissent des renseignements supplémentaires à propos du processus de recensement.

1. La première CVD a été réalisée en 1961, mais il n'y avait pas de base de sondage pour les personnes omises lors du recensement précédent. La CVD de 1966 a donné lieu à l'utilisation des résultats de la CVD de 1961 en vue de l'établissement de la base des personnes omises lors du Recensement de 1961.

1. Estimation des erreurs de couverture de la population

1.1 Introduction

Le recensement définit la population devant être dénombrée, ainsi que les règles applicables aux fins du dénombrement (voir la [Section 3](#)). Les erreurs de couverture surviennent lorsque des erreurs sont commises relativement à ces règles et définitions. Les principales erreurs de couverture sont attribuables à l'omission d'un logement — et, par ricochet, de ses résidents —, à l'omission (par un répondant) de personnes devant être incluses ou encore à l'inclusion de personnes qui ne devraient pas être incluses. La présente section fournit des estimations du sous-dénombrement net, du sous-dénombrement et du surdénombrement de la population survenus lors du Recensement de 2016. Le sous-dénombrement et le surdénombrement peuvent entraîner un biais aux chiffres officiels et aux estimations, car les caractéristiques des personnes non incluses peuvent différer de celles des personnes incluses, et les caractéristiques des personnes incluses plus d'une fois (doublons) peuvent différer de celles des personnes incluses une seule fois. Le sous-dénombrement net indique la mesure dans laquelle le nombre de dénombrements inclus dans les données du recensement est supérieur ou inférieur au dénombrement complet.

1.2 Sous-dénombrement net

Le taux de sous-dénombrement net de la population lors du Recensement de 2016 est évalué à 2,36 %². Autrement dit, la différence entre le nombre de personnes non incluses dans le recensement, mais faisant partie de la population cible du recensement et le nombre de dénombrements inclus en trop à cause des doublons est estimée à 2,36 % de la population cible du recensement. Le taux de sous-dénombrement de la population est évalué à 4,32 % (1 557 061 personnes), tandis que le taux de surdénombrement de la population est évalué à 1,96 % (707 335 personnes). Un taux de sous-dénombrement de 4,32 % signifie que les personnes non incluses faisant partie de la population cible représentent 4,32 % de la population cible du recensement, alors qu'un taux de surdénombrement de 1,96 % signifie que les dénombrements inclus en trop à cause des doublons représentent 1,96 % de la population cible du recensement.

Les taux estimés de sous-dénombrement et de surdénombrement ont tous les deux augmenté comparativement à ceux du Recensement de 2011. Le taux de sous-dénombrement net, qui est la différence entre le sous-dénombrement et le surdénombrement, a légèrement augmenté.

La méthodologie des études sur la couverture du Recensement de 2016, telle que décrite aux sections 7 et 8, a été améliorée puisque le but premier de ces études est toujours de produire les meilleures estimations de couverture possible pour le plus récent recensement. Ces améliorations limitent toutefois la comparabilité de ces estimations avec celles du sous-dénombrement net de 2011 et expliquent en partie la différence observée. De plus, comme les estimations du sous-dénombrement net sont mesurées à partir d'échantillons, la marge d'erreur associée aux estimations de 2011 et de 2016 peut aussi expliquer en partie la différence.

2. Les taux de sous-dénombrement net figurant dans le présent rapport peuvent différer légèrement de ceux publiés le 27 septembre 2018, étant donné que les réserves et établissements indiens partiellement dénombrés en sont exclus. Toutes les estimations d'erreurs de couverture comprises dans le présent document font abstraction des erreurs de couverture visant ce groupe.

Tableau 1.2a

Estimations du taux d'erreur de couverture de la population et de l'erreur-type pour le Canada, recensements de 2011 et de 2016

	Recensement de 2011		Recensement de 2016	
	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type
Erreur de couverture	pourcentage			
Sous-dénombrement	4,07	0,16	4,32	0,11
Surdénombrement	1,85	0,02	1,96	0,04
Sous-dénombrement net	2,22	0,16	2,36	0,12

Sources : Statistique Canada, Études de couverture du Recensement de 2011 et du Recensement de 2016.

La présente section fait état des estimations du sous-dénombrement net établies en fonction des variables géographiques et démographiques suivantes :

- [Province ou territoire](#) de résidence au moment du recensement;
- [Âge](#) et [sexe](#);
- [État matrimonial](#) et [sexe](#);
- [Langue maternelle](#);
- [Région métropolitaine de recensement \(RMR\)](#) du [lieu habituel de résidence](#) le jour du recensement.

Le tableau 1.2b fournit une estimation du sous-dénombrement net, de l'erreurs-type liée à l'estimation ainsi que l'estimation du taux de sous-dénombrement net correspondant et son erreur-type selon diverses caractéristiques. Les estimations négatives du sous-dénombrement net indiquent que le taux de surdénombrement était supérieur au taux de sous-dénombrement. La [section 9](#) explique de quelle façon une telle situation peut se produire.

Rapport technique sur la couverture

Tableau 1.2b

Estimations du taux de sous-dénombrement net de la population et de l'erreur-type pour diverses caractéristiques, Recensement de 2016

Caractéristiques	Sous-dénombrement net de la population		Taux de sous-dénombrement net de la population	
	Nombre estimé	Erreur-type	Taux estimé (%)	Erreur-type (%)
Canada	849 726	43 844	2,36	0,12
Provinces et territoires				
Terre-Neuve-et-Labrador	9 774	2 015	1,85	0,37
Île-du-Prince-Édouard	3 464	870	2,37	0,58
Nouvelle-Écosse	17 809	3 042	1,89	0,32
Nouveau-Brunswick	15 735	2 777	2,06	0,36
Québec	35 191	20 613	0,43	0,25
Ontario	381 542	33 316	2,76	0,23
Manitoba	31 895	4 829	2,43	0,36
Saskatchewan	34 844	4 651	3,07	0,40
Alberta	115 968	13 530	2,77	0,31
Colombie-Britannique	197 267	16 561	4,07	0,33
Yukon	2 370	191	6,20	0,47
Territoires du Nord-Ouest	2 939	257	6,57	0,54
Nunavut	929	229	2,52	0,61
Sexe et groupe d'âge				
Les deux sexes	849 726	43 844	2,36	0,12
0 à 4 ans	39 490	10 957	2,04	0,55
5 à 14 ans	-21 669	17 139	-0,55	0,44
15 à 17 ans	13 248	10 734	1,10	0,88
18 à 19 ans	38 895	12 407	4,44	1,35
20 à 24 ans	146 524	16 731	6,13	0,66
25 à 34 ans	316 263	24 223	6,41	0,46
35 à 44 ans	186 685	20 988	3,95	0,43
45 à 54 ans	138 593	21 814	2,68	0,41
55 à 64 ans	37 802	22 145	0,76	0,44
65 ans ou plus	-46 105	18 152	-0,78	0,31
Hommes	593 549	37 058	3,32	0,20
0 à 4 ans	26 543	7 531	2,66	0,73
5 à 14 ans	-23 070	12 405	-1,16	0,63
15 à 17 ans	2 548	8 052	0,42	1,31
18 à 19 ans	21 721	9 082	4,82	1,92
20 à 24 ans	102 117	13 265	8,19	0,98
25 à 34 ans	203 361	18 612	8,15	0,68
35 à 44 ans	117 649	16 236	5,03	0,66
45 à 54 ans	102 971	16 493	3,99	0,61
55 à 64 ans	46 128	17 662	1,89	0,71
65 ans ou plus	-6 418	11 950	-0,24	0,45

Rapport technique sur la couverture

Tableau 1.2b

Estimations du taux de sous-dénombrement net de la population et de l'erreur-type pour diverses caractéristiques, Recensement de 2016

Caractéristiques	Sous-dénombrement net de la population		Taux de sous-dénombrement net de la population	
	Nombre estimé	Erreur-type	Taux estimé (%)	Erreur-type (%)
Femmes	256 177	35 347	1,41	0,19
0 à 4 ans	12 947	8 983	1,38	0,94
5 à 14 ans	1 402	12 591	0,07	0,65
15 à 17 ans	10 701	6 928	1,81	1,15
18 à 19 ans	17 174	8 688	4,04	1,96
20 à 24 ans	44 407	10 510	3,89	0,88
25 à 34 ans	112 901	15 678	4,64	0,61
35 à 44 ans	69 036	13 705	2,89	0,56
45 à 54 ans	35 622	15 089	1,37	0,57
55 à 64 ans	-8 326	13 557	-0,33	0,54
65 ans ou plus	-39 687	14 183	-1,24	0,45
État matrimonial et sexe pour les personnes âgées de 15 ans ou plus				
Les deux sexes	831 905	41 831	2,76	0,13
Marié (et non séparé)	68 469	26 934	0,51	0,20
Vivant en union libre	73 765	16 456	2,06	0,45
Célibataire (jamais légalement marié)	555 623	31 295	6,31	0,33
Séparé	94 350	15 674	11,61	1,70
Divorcé	28 443	13 364	1,54	0,71
Veuf	11 254	13 635	0,69	0,83
Hommes	590 076	35 333	3,97	0,23
Marié (et non séparé)	69 986	19 599	1,03	0,29
Vivant en union libre	47 907	12 563	2,65	0,68
Célibataire (jamais légalement marié)	360 923	24 751	7,51	0,48
Séparé	66 411	13 519	17,65	2,96
Divorcé	36 658	9 814	4,81	1,23
Veuf	8 193	5 485	2,36	1,54
Femmes	241 829	32 755	1,58	0,21
Marié (et non séparé)	-1 516	19 369	-0,02	0,29
Vivant en union libre	25 859	11 561	1,45	0,64
Célibataire (jamais légalement marié)	194 701	22 908	4,86	0,54
Séparé	27 940	8 965	6,40	1,92
Divorcé	-8 215	8 905	-0,76	0,83
Veuf	3 061	12 314	0,24	0,95
Langue maternelle				
Total	849 726	43 844	2,36	0,12
Anglais	365 400	35 034	1,79	0,17
Français	3 256	20 318	0,04	0,27
Langue non officielle	481 070	30 079	5,88	0,35

Rapport technique sur la couverture

Tableau 1.2b

Estimations du taux de sous-dénombrement net de la population et de l'erreur-type pour diverses caractéristiques, Recensement de 2016

Caractéristiques	Sous-dénombrement net de la population		Taux de sous-dénombrement net de la population	
	Nombre estimé	Erreur-type	Taux estimé (%)	Erreur-type (%)
Région métropolitaine de recensement (RMR)				
St. John's	4 316	1 473	2,05	0,69
Halifax	9 601	2 410	2,32	0,57
Moncton	1 619	1 557	1,11	1,05
Saint John	5 164	1 681	3,93	1,23
Saguenay	3 381	4 576	2,06	2,73
Québec	-16 916	6 237	-2,16	0,81
Sherbrooke	-1 796	4 354	-0,85	2,09
Trois-Rivières	1 163	4 143	0,74	2,62
Montréal	44 633	17 183	1,08	0,41
Ottawa–Gatineau	1 733	10 310	0,13	0,78
Kingston	4 609	4 470	2,78	2,62
Belleville	4 155	3 231	3,86	2,89
Peterborough	-4 350	2 185	-3,71	1,93
Oshawa	14 914	8 303	3,78	2,02
Toronto	262 847	26 870	4,25	0,42
Hamilton	12 403	10 987	1,63	1,42
St. Catharines–Niagara	10 746	8 698	2,58	2,03
Kitchener–Cambridge–Waterloo	12 326	7 410	2,30	1,35
Brantford	-296	3 291	-0,22	2,46
Guelph	2 877	3 892	1,86	2,47
London	5 928	6 659	1,19	1,32
Windsor	8 383	6 703	2,48	1,94
Barrie	4 978	4 324	2,46	2,09
Grand Sudbury	-934	3 182	-0,57	1,95
Thunder Bay	6 668	4 455	5,20	3,29
Winnipeg	11 143	4 093	1,41	0,51
Regina	5 060	2 403	2,09	0,97
Saskatoon	12 047	3 224	3,92	1,01
Lethbridge	-938	2 645	-0,81	2,29
Calgary	28 409	8 971	2,00	0,62
Edmonton	27 659	8 722	2,05	0,63
Kelowna	6 145	3 886	3,06	1,87
Abbotsford–Mission	8 807	3 800	4,65	1,91
Vancouver	111 040	14 245	4,31	0,53
Victoria	18 107	6 127	4,69	1,51
Toutes les RMR	625 631	40 612	2,45	0,15
À l'extérieur d'une RMR	224 096	29 333	2,15	0,28

Sources : Statistique Canada, Recensement de 2016, Contre-vérification des dossiers de 2016 et Étude sur le surdénombrement du Recensement de 2016.

L'erreur-type donne une idée de l'exactitude des estimations reposant sur l'échantillonnage. Un intervalle couvrant deux erreurs-types de part et d'autre de l'estimation inclut la vraie valeur 19 fois sur 20. Autrement dit, il y a environ 19 chances sur 20 (95 %) que le taux de sous-dénombrement net réel de la population lors du Recensement de 2016 se situe entre 2,12 % et 2,60 % (c.-à-d. $2,36 \% \pm$ deux erreurs-types) ou environ deux chances sur trois (68 %) que le taux réel se situe entre 2,24 % et 2,48 % (c.-à-d. $2,36 \% \pm$ une erreur-type).

Étant donné que le sous-dénombrement net tient compte du sous-dénombrement et du surdénombrement, le lecteur devrait également consulter les estimations du sous-dénombrement et du surdénombrement présentées dans le [tableau 1.3](#). Un taux de sous-dénombrement net peu élevé pourrait notamment indiquer un taux de sous-dénombrement peu élevé ou un taux élevé combiné à un taux de surdénombrement élevé.

Les taux de sous-dénombrement net de la population les plus élevés au pays ont été observés dans deux des trois territoires : les Territoires du Nord-Ouest, qui affichent le taux le plus élevé (6,57 %), suivis du Yukon (6,20 %). Parmi les provinces, la Colombie-Britannique affiche le taux de sous-dénombrement net le plus élevé, soit 4,07 %. Viennent ensuite la Saskatchewan (3,07 %), l'Alberta (2,77 %) et l'Ontario (2,76 %). C'est le Québec qui affiche le taux de sous-dénombrement net de la population le moins élevé, celui-ci se situant à 0,43 %, suivi de Terre-Neuve-et-Labrador (1,85 %) et de la Nouvelle-Écosse (1,89 %). En 2011, les taux les plus élevés ont été observés dans les trois territoires, alors que le Nouveau-Brunswick affichait le taux le moins élevé. Comme mentionné précédemment, les améliorations apportées à la méthodologie des études sur la couverture du Recensement de 2016 limitent la comparabilité des estimations avec celles du sous-dénombrement net de 2011.

Le taux de sous-dénombrement net de la population est généralement plus élevé dans le cas des hommes et le taux le plus élevé est observé chez les jeunes adultes. Le taux de sous-dénombrement net des hommes représente plus du double du taux de sous-dénombrement net des femmes, soit 3,32 % comparativement à 1,41 %. Dans la population générale, le taux de sous-dénombrement net le plus élevé est observé chez les adultes âgés de 20 à 34 ans (hommes et femmes). Il s'élève à 6,13 % chez les personnes de 20 à 24 ans et à 6,41 % chez celles de 25 à 34 ans. Dans le cas des hommes, le taux de sous-dénombrement net le plus élevé est de 8,19 % chez les hommes de 20 à 24 ans et de 8,15 % chez ceux de 25 à 34 ans. Pour ce qui est des femmes, ce taux atteint 4,64 % chez celles de 25 à 34 ans. Contrairement à ce qui est observé chez les hommes, le taux de sous-dénombrement net des femmes de 20 à 24 ans est assez semblable au taux observé chez celles de 18 à 19 ans (3,89 % comparativement à 4,04 %). Dans le cas des femmes de 55 ans et plus et des hommes de 65 ans et plus, le taux de sous-dénombrement net est négatif, ce qui indique davantage de dénombremments en trop que de personnes non dénombrées.

Le taux de sous-dénombrement net de la population âgée de 15 ans et plus est plus élevé dans le cas des personnes séparées (11,61 %), surtout dans le cas des hommes (17,65 %). Il est également élevé dans le cas des personnes célibataires (6,31 %), c'est-à-dire des personnes qui n'ont jamais été mariées légalement et qui ne vivent pas en union libre.

Le taux de sous-dénombrement net des personnes dont la langue maternelle est l'anglais est supérieur au taux de sous-dénombrement net des personnes dont la langue maternelle est le français (1,79 % comparativement à 0,04 %). Le taux de sous-dénombrement net des allophones, c'est-à-dire les personnes dont la langue maternelle n'est ni le français ni l'anglais, est plus élevé (5,88 %).

Le sous-dénombrement net de la population est légèrement plus fréquent dans les RMR qu'à l'extérieur de celles-ci. En effet, à l'échelle nationale, le taux de sous-dénombrement net est de 2,45 % dans le cas des personnes qui auraient dû être dénombrées dans les RMR. Ce taux est légèrement supérieur au taux de sous-dénombrement net des personnes ne vivant pas dans une RMR (2,15 %). Seules le Manitoba et l'Alberta affichent un taux plus élevé à l'extérieur des RMR qu'à l'intérieur de celles-ci.

1.3 Sous-dénombrement

Les personnes visées par le sous-dénombrement sont généralement des personnes qui n'ont pas été dénombrées à titre de résidents habituels dans le questionnaire rempli pour leur lieu habituel de résidence, ou encore des personnes pour lesquelles aucun questionnaire n'a été rempli pour leur lieu habituel de résidence. Ainsi, les personnes qui considèrent leur lieu de résidence comme un lieu de résidence temporaire n'ont peut-être pas été incluses ailleurs comme résidents habituels. Les personnes n'ayant pas de lieu habituel de résidence, les « sans-abri » par exemple, sont également beaucoup plus sujettes au sous-dénombrement.

La présente section fait état des estimations du sous-dénombrement établies en fonction des variables géographiques et démographiques suivantes :

- [Province ou territoire](#) de résidence au moment du recensement;
- [Âge](#) et [sexe](#);
- [État matrimonial](#) et [sexe](#);
- [Langue maternelle](#);
- [Région métropolitaine de recensement \(RMR\)](#) du [lieu habituel de résidence](#) le jour du recensement.

Le tableau 1.3 fournit une estimation du sous-dénombrement en ce qui a trait au nombre de personnes non incluses, à l'erreur-type liée à l'estimation, au taux de sous-dénombrement estimé correspondant et à l'erreur-type connexe. Dans certains cas, le sous-dénombrement estimé est négatif (p. ex. -1 269 personnes dans la RMR de Peterborough). La [section 9](#) explique la façon dont peut se produire une telle situation.

Tableau 1.3

Estimation du sous-dénombrement et du surdénombrement de la population et de l'erreur-type pour diverses caractéristiques, Recensement de 2016

Caractéristiques	Sous-dénombrement de la population				Surdénombrement de la population			
	Nombre estimé	Erreur-type	Taux estimé (%)	Erreur-type (%)	Nombre estimé	Erreur-type	Taux estimé (%)	Erreur-type (%)
Canada	1 557 061	41 050	4,32	0,11	707 335	15 401	1,96	0,04
Provinces et territoires								
Terre-Neuve-et-Labrador	20 848	1 982	3,94	0,36	11 074	364	2,09	0,07
Île-du-Prince-Édouard	5 875	864	4,01	0,57	2 412	100	1,65	0,07
Nouvelle-Écosse	34 872	2 965	3,70	0,30	17 063	684	1,81	0,07
Nouveau-Brunswick	32 382	2 701	4,24	0,34	16 647	644	2,18	0,08
Québec	211 077	18 074	2,57	0,21	175 886	9 911	2,15	0,12
Ontario	640 831	31 508	4,63	0,22	259 289	10 826	1,87	0,08
Manitoba	51 742	4 772	3,95	0,35	19 847	736	1,51	0,06
Saskatchewan	56 494	4 375	4,99	0,37	21 651	1 579	1,91	0,14
Alberta	188 706	13 293	4,51	0,30	72 739	2 522	1,74	0,06
Colombie-Britannique	305 948	16 215	6,31	0,31	108 681	3 366	2,24	0,07
Yukon	3 219	188	8,42	0,45	849	32	2,22	0,08
Territoires du Nord-Ouest								
Ouest	3 500	255	7,83	0,53	561	29	1,25	0,06
Nunavut	1 565	228	4,25	0,59	636	27	1,73	0,07

Rapport technique sur la couverture

Tableau 1.3

Estimation du sous-dénombrement et du surdénombrement de la population et de l'erreur-type pour diverses caractéristiques, Recensement de 2016

Caractéristiques	Sous-dénombrement de la population				Surdénombrement de la population			
	Nombre estimé	Erreur-type	Taux estimé (%)	Erreur-type (%)	Nombre estimé	Erreur-type	Taux estimé (%)	Erreur-type (%)
Sexe et groupe d'âge								
Les deux sexes	1 557 061	41 050	4,32	0,11	707 335	15 401	1,96	0,04
0 à 4 ans	73 537	10 269	3,79	0,51	34 047	3 823	1,76	0,19
5 à 14 ans	115 279	15 125	2,94	0,37	136 948	8 061	3,49	0,20
15 à 17 ans	52 294	9 823	4,35	0,78	39 046	4 328	3,25	0,35
18 à 19 ans	67 506	11 878	7,71	1,25	28 612	3 586	3,27	0,40
20 à 24 ans	230 347	15 422	9,64	0,58	83 822	6 488	3,51	0,26
25 à 34 ans	424 019	22 742	8,60	0,42	107 757	8 342	2,19	0,17
35 à 44 ans	239 817	20 305	5,07	0,41	53 132	5 310	1,12	0,11
45 à 54 ans	199 652	21 216	3,86	0,39	61 059	5 073	1,18	0,10
55 à 64 ans	109 145	21 011	2,21	0,42	71 343	6 995	1,44	0,14
65 ans ou plus	45 465	17 172	0,77	0,29	91 570	5 885	1,55	0,10
Hommes	941 799	34 853	5,27	0,18	348 250	12 593	1,95	0,07
0 à 4 ans	42 169	7 140	4,22	0,68	15 626	2 397	1,56	0,24
5 à 14 ans	46 881	10 944	2,35	0,54	69 951	5 842	3,50	0,28
15 à 17 ans	27 918	7 153	4,55	1,11	25 370	3 696	4,14	0,58
18 à 19 ans	33 232	8 857	7,38	1,82	11 511	2 008	2,56	0,44
20 à 24 ans	142 866	12 392	11,46	0,88	40 749	4 731	3,27	0,37
25 à 34 ans	260 481	17 559	10,44	0,63	57 119	6 169	2,29	0,24
35 à 44 ans	145 997	15 790	6,24	0,63	28 349	3 778	1,21	0,16
45 à 54 ans	133 156	16 114	5,16	0,59	30 185	3 514	1,17	0,13
55 à 64 ans	76 049	16 959	3,11	0,67	29 921	4 931	1,22	0,20
65 ans ou plus	33 050	11 254	1,23	0,41	39 468	4 019	1,47	0,15
Femmes	615 262	33 151	3,39	0,18	359 085	12 265	1,98	0,07
0 à 4 ans	31 368	8 465	3,34	0,87	18 421	3 005	1,96	0,31
5 à 14 ans	68 398	11 173	3,56	0,56	66 996	5 806	3,49	0,29
15 à 17 ans	24 376	6 540	4,13	1,06	13 675	2 287	2,32	0,38
18 à 19 ans	34 274	8 159	8,07	1,77	17 100	2 988	4,02	0,68
20 à 24 ans	87 480	9 473	7,66	0,77	43 073	4 551	3,77	0,38
25 à 34 ans	163 539	14 560	6,71	0,56	50 637	5 813	2,08	0,23
35 à 44 ans	93 820	13 180	3,93	0,53	24 784	3 759	1,04	0,16
45 à 54 ans	66 496	14 635	2,56	0,55	30 874	3 675	1,19	0,14
55 à 64 ans	33 096	12 585	1,32	0,50	41 422	5 042	1,66	0,20
65 ans ou plus	12 415	13 484	0,39	0,42	52 102	4 398	1,63	0,14
État matrimonial et sexe pour les personnes âgées de 15 ans ou plus								
Les deux sexes	1 368 245	39 208	4,54	0,12	536 340	14 579	1,78	0,05
Marié (et non séparé)	256 069	25 184	1,90	0,18	187 600	9 550	1,39	0,07
Vivant en union libre	128 097	15 578	3,57	0,42	54 332	5 304	1,52	0,15
Célibataire (jamais légalement marié)	786 318	29 629	8,93	0,31	230 695	10 077	2,62	0,11

Rapport technique sur la couverture

Tableau 1.3

Estimation du sous-dénombrement et du surdénombrement de la population et de l'erreur-type pour diverses caractéristiques, Recensement de 2016

Caractéristiques	Sous-dénombrement de la population				Surdénombrement de la population			
	Nombre estimé	Erreur-type	Taux estimé (%)	Erreur-type (%)	Nombre estimé	Erreur-type	Taux estimé (%)	Erreur-type (%)
Séparé	105 874	15 446	13,03	1,65	11 523	2 665	1,42	0,32
Divorcé	53 142	12 934	2,88	0,68	24 700	3 362	1,34	0,18
Veuf	38 744	13 284	2,36	0,79	27 491	3 074	1,68	0,18
Hommes	852 749	33 437	5,74	0,21	262 673	11 418	1,77	0,08
Marié (et non séparé)	160 201	18 513	2,37	0,27	90 216	6 433	1,33	0,09
Vivant en union libre	73 759	12 009	4,08	0,64	25 852	3 687	1,43	0,20
Célibataire (jamais légalement marié)	487 170	23 395	10,14	0,44	126 248	8 079	2,63	0,16
Séparé	72 153	13 337	19,17	2,87	5 742	2 212	1,53	0,58
Divorcé	47 567	9 613	6,24	1,18	10 909	1 979	1,43	0,26
Veuf	11 899	5 451	3,42	1,51	3 706	607	1,07	0,17
Femmes	515 496	30 822	3,37	0,19	273 668	11 087	1,79	0,07
Marié (et non séparé)	95 868	17 884	1,43	0,26	97 384	7 439	1,46	0,11
Vivant en union libre	54 338	10 883	3,06	0,59	28 480	3 901	1,60	0,22
Célibataire (jamais légalement marié)	299 148	21 936	7,47	0,51	104 447	6 602	2,61	0,16
Séparé	33 720	8 840	7,73	1,87	5 781	1 487	1,32	0,34
Divorcé	5 576	8 477	0,52	0,78	13 791	2 730	1,27	0,25
Veuf	26 846	11 939	2,08	0,90	23 785	3 015	1,84	0,23
Langue maternelle								
Total	1 557 061	41 050	4,32	0,11	707 335	15 401	1,96	0,04
Anglais	757 966	33 420	3,71	0,16	392 566	10 514	1,92	0,05
Français	169 888	17 760	2,29	0,23	166 632	9 871	2,25	0,13
Langue non officielle	629 206	28 795	7,69	0,33	148 137	8 694	1,81	0,10
Région métropolitaine de recensement (RMR)								
St. John's	9 638	1 432	4,58	0,65	5 322	347	2,53	0,16
Halifax	15 829	2 388	3,83	0,56	6 228	329	1,51	0,08
Moncton	4 573	1 535	3,12	1,02	2 954	261	2,02	0,18
Saint John	7 647	1 667	5,82	1,19	2 483	220	1,89	0,17
Saguenay	7 591	4 265	4,62	2,48	4 210	1 657	2,56	0,98
Québec	653	5 225	0,08	0,67	17 569	3 405	2,24	0,43
Sherbrooke	3 850	3 866	1,83	1,80	5 646	2 005	2,68	0,93
Trois-Rivières	5 611	3 719	3,57	2,28	4 448	1 825	2,83	1,13
Montréal	124 215	15 608	3,00	0,37	79 582	7 186	1,92	0,17
Ottawa–Gatineau	24 514	9 599	1,85	0,71	22 781	3 762	1,72	0,28
Kingston	7 695	4 318	4,64	2,48	3 086	1 155	1,86	0,69
Belleville	4 900	3 220	4,55	2,86	746	264	0,69	0,24
Peterborough	-1 269	1 820	-1,08	1,57	3 080	1 208	2,62	1,00
Oshawa	19 520	8 162	4,94	1,97	4 606	1 524	1,17	0,38
Toronto	382 488	25 610	6,18	0,39	119 640	8 131	1,93	0,13

Rapport technique sur la couverture

Tableau 1.3

Estimation du sous-dénombrement et du surdénombrement de la population et de l'erreur-type pour diverses caractéristiques, Recensement de 2016

Caractéristiques	Sous-dénombrement de la population				Surdénombrement de la population			
	Nombre estimé	Erreur-type	Taux estimé (%)	Erreur-type (%)	Nombre estimé	Erreur-type	Taux estimé (%)	Erreur-type (%)
Hamilton	28 323	10 108	3,73	1,28	15 920	4 305	2,09	0,56
St. Catharines–Niagara	18 437	8 457	4,42	1,94	7 691	2 031	1,85	0,48
Kitchener–Cambridge–Waterloo	22 306	6 944	4,16	1,24	9 980	2 585	1,86	0,47
Brantford	2 290	3 078	1,71	2,26	2 587	1 164	1,93	0,85
Guelph	5 376	3 730	3,47	2,33	2 499	1 111	1,61	0,71
London	12 970	6 373	2,59	1,24	7 042	1 929	1,41	0,38
Windsor	12 478	6 506	3,70	1,86	4 095	1 614	1,21	0,47
Barrie	7 773	4 156	3,85	1,98	2 795	1 194	1,38	0,58
Grand Sudbury	2 034	2 895	1,24	1,75	2 968	1 322	1,81	0,79
Thunder Bay	9 057	4 322	7,06	3,13	2 390	1 080	1,86	0,83
Winnipeg	22 401	4 023	2,84	0,50	11 258	751	1,43	0,09
Regina	9 379	2 380	3,88	0,95	4 319	334	1,79	0,14
Saskatoon	16 833	3 209	5,48	0,99	4 786	308	1,56	0,10
Lethbridge	1 183	2 607	1,02	2,22	2 122	449	1,82	0,38
Calgary	53 538	8 786	3,77	0,60	25 129	1 811	1,77	0,13
Edmonton	51 690	8 495	3,83	0,61	24 031	1 975	1,78	0,14
Kelowna	10 629	3 765	5,29	1,77	4 483	964	2,23	0,47
Abbotsford–Mission	13 428	3 706	7,09	1,82	4 621	837	2,44	0,43
Vancouver	170 896	13 974	6,64	0,51	59 856	2 764	2,32	0,11
Victoria	27 171	6 017	7,04	1,45	9 064	1 158	2,35	0,30
Toutes les RMR	1 115 647	38 308	4,36	0,14	490 016	13 486	1,92	0,05
À l'extérieur d'une RMR	441 414	27 683	4,23	0,25	217 318	9 699	2,08	0,09

Sources : Statistique Canada, Recensement de 2016, Contre-vérification des dossiers de 2016 et Étude sur le surdénombrement du Recensement de 2016.

On dénote certaines tendances démographiques en ce qui a trait au sous-dénombrement. Le taux de sous-dénombrement des hommes représente plus d'une fois et demie celui des femmes, soit 5,27 % comparativement à 3,39 %. Le taux de sous-dénombrement le plus élevé est celui des jeunes adultes de 18 à 34 ans (hommes et femmes). Chez les jeunes hommes, le taux de sous-dénombrement est de 11,46 % dans le cas de ceux de 20 à 24 ans et de 10,44 % dans le cas de ceux de 25 à 34 ans.

Si l'on tient compte de l'état matrimonial, le taux de sous-dénombrement était plus élevé au sein de la population âgée de 15 ans ou plus qui était séparée et qui ne vivait pas en union libre, s'élevant à 13,03 %. Il était également élevé dans le cas des personnes célibataires ne vivant pas en union libre, se situant à 8,93 %. Dans les deux cas, ces taux étaient plus élevés chez les hommes que chez les femmes.

Le [tableau 1.3](#) met en évidence le profil des personnes les plus susceptibles d'avoir été omises lors du Recensement de 2016, c'est-à-dire les hommes de 18 à 34 ans qui sont célibataires (qui n'ont jamais été mariés et qui ne vivent pas en union libre) et les personnes séparées. La langue maternelle revêt également une grande importance en ce qui concerne le taux de sous-dénombrement, car celui-ci est moins élevé chez les personnes dont la langue maternelle est le français (2,29 %), suivi des personnes dont la langue maternelle est l'anglais (3,71 %). Chez les personnes pour lesquelles la langue maternelle n'est ni le français ni l'anglais, le taux est encore plus élevé à 7,69 %.

1.4 Surdénombrement

Le surdénombrement de la population désigne le nombre de dénombremments en trop dans les chiffres du recensement pour les personnes dénombrées plus d'une fois (généralement deux fois). Cette erreur introduit un biais, étant donné que ces personnes auraient dû être dénombrées une seule fois. Parmi les exemples de surdénombrement figurent le cas des enfants dont les parents ne vivent pas ensemble et qui sont inclus dans le questionnaire de recensement de chacun des parents, celui des personnes qui s'absentent de la maison pour des raisons professionnelles et dont le nom figure dans le questionnaire de la famille et dans le questionnaire du logement où elles vivent pendant qu'elles travaillent ainsi que celui des étudiants qui poursuivent leurs études et qui sont inclus à la fois dans le questionnaire du recensement de leurs colocataires et dans celui de leurs parents.

La présente section fait état des estimations du surdénombrement établies en fonction des variables géographiques et démographiques suivantes :

- [Province ou territoire](#) de résidence au moment du recensement;
- [Âge](#) et [sexe](#);
- [État matrimonial](#) et [sexe](#);
- [Langue maternelle](#);
- [Région métropolitaine de recensement \(RMR\)](#) du [lieu habituel de résidence](#) le jour du recensement.

Le [tableau 1.3](#) contient également une estimation du nombre de dénombremments en trop ainsi que l'estimation de l'erreur-type qui y est associée.

Les erreurs-types des estimations du surdénombrement qu'on trouve dans le tableau 1.3 sont moins élevées que celles du sous-dénombrement. Comme indiqué ci-dessous, certaines tendances démographiques se dégagent des estimations du surdénombrement.

Le taux estimé de surdénombrement varie moins que le taux de sous-dénombrement, et ce, pour l'ensemble des provinces et des territoires. En effet, l'écart entre le taux le plus bas et le taux le plus élevé parmi l'ensemble des provinces et des territoires est de 0,99 point de pourcentage dans le cas du surdénombrement (le taux variant entre 1,25 % et 2,24 %) alors que cet écart est de 5,85 points de pourcentage dans le cas du sous-dénombrement (le taux variant entre 2,57 % et 8,42 %). Le taux de surdénombrement des hommes est semblable à celui des femmes, soit 1,95 % comparativement à 1,98 %. Le taux de surdénombrement est plus élevé dans le cas des enfants et des jeunes adultes de 5 à 24 ans. Comme mentionné, ces taux élevés sont attribuables en grande partie au dénombrement multiple des enfants en garde partagée et des étudiants.

Si l'on considère l'état matrimonial, le taux de surdénombrement est plus élevé pour les personnes qui n'ont jamais été mariées et qui ne vivent pas en union libre (2,45 %). Ce phénomène est observé autant chez les hommes que chez les femmes et est cohérent avec les résultats selon l'âge.

En résumé, le tableau 1.3 dresse le profil des personnes les plus susceptibles d'avoir été dénombrées plus d'une fois; il y a autant de chances qu'il s'agisse d'hommes que de femmes et plus de chances qu'il s'agisse d'enfants et de jeunes adultes. Dans le cas des personnes de 15 ans et plus, il y a prépondérance chez les célibataires.

2. Univers du recensement

2.1 Introduction

Alors que le Recensement de 2016 permet d'obtenir de l'information en ce qui concerne la population, les logements, les ménages et les familles, le Programme de mesure de l'erreur de couverture du Recensement de 2016 permet d'établir une estimation des erreurs de couverture pour l'univers de la population seulement. Par contre, les définitions se rapportant aux concepts de logement et les règles permettant de déterminer la liste des personnes qui devraient être dénombrées dans chacun des logements ont une incidence sur la couverture de la population cible par le recensement. Pour cette raison, la présente section décrit les concepts de population et de logement. De plus, étant donné qu'une erreur de couverture peut être attribuable à une erreur d'interprétation du concept de lieu habituel de résidence selon la définition donnée dans les questionnaires du recensement, la section fait aussi état des renseignements contenus dans les questionnaires du recensement proprement dits, ainsi que de la définition de [lieu habituel de résidence](#) aux fins du Recensement de 2016.

2.2 Univers de la population

La population cible du Recensement de 2016 inclut les groupes suivants :

- les citoyens canadiens et les immigrants reçus (résidents permanents) ayant un lieu habituel de résidence au Canada
- les citoyens canadiens et les immigrants reçus (résidents permanents) qui sont à l'étranger, dans une base militaire ou en mission diplomatique
- les citoyens canadiens et les immigrants reçus (résidents permanents) qui sont en mer ou dans des ports à bord de navires marchands immatriculés au Canada et de navires gouvernementaux canadiens
- les résidents non permanents :
 - les personnes ayant un lieu habituel de résidence au Canada qui demandent le statut de réfugié (demandeurs d'asile) et les membres de leur famille vivant avec elles
 - les personnes ayant un lieu habituel de résidence au Canada qui sont titulaires d'un permis d'études (valide le jour du recensement) et les membres de leur famille vivant avec elles
 - les personnes ayant un lieu habituel de résidence au Canada qui sont titulaires d'un permis de travail (valide le jour du recensement) et les membres de leur famille vivant avec elles.

L'univers de la population du Recensement de 2016 n'inclut pas les résidents étrangers, mais, depuis 1991, il comprend les résidents non permanents.

La définition de la population cible précise les personnes qui devraient être dénombrées dans le cadre du recensement, mais non l'endroit où ces personnes devraient être dénombrées. Le Recensement du Canada utilise une méthode modifiée de dénombrement *de jure*, en vertu de laquelle les personnes doivent être dénombrées à leur lieu habituel de résidence, et ce, même si elles sont temporairement absentes de ce lieu le jour du recensement. Les personnes qui ne sont pas à leur lieu habituel de résidence et qui vivent ailleurs au Canada doivent être dénombrées à leur lieu habituel de résidence et sont considérées comme des personnes présentes temporairement à l'autre endroit. Les personnes n'ayant pas de lieu habituel de résidence doivent être dénombrées à l'endroit où elles se trouvent le jour du recensement. Certains pays utilisent la méthode de dénombrement *de facto*, en vertu de laquelle toutes les personnes doivent être dénombrées à l'endroit où elles se trouvent le jour du recensement, peu importe leur lieu habituel de résidence.

2.3 Univers des logements

Un [logement](#) est défini comme un ensemble de pièces d'habitation. Dans le cadre du recensement, on reconnaît deux genres de logements, soit les logements privés et les logements collectifs. Les études sur la couverture du recensement englobent ces deux genres de logements, sans distinction.

Rapport technique sur la couverture

Un [logement privé](#) s'entend d'un ensemble séparé de pièces d'habitation possédant une entrée privée soit à partir de l'extérieur de l'immeuble, soit à partir d'un hall, d'un foyer, d'un vestibule ou d'un escalier commun situé à l'intérieur de l'immeuble. Il faut qu'on puisse emprunter l'entrée menant au logement sans passer par les pièces d'habitation d'une autre personne ou d'un autre groupe de personnes.

Le logement doit répondre aux deux conditions qui le rendent propre à l'habitation durant toute l'année :

1. avoir une source de chauffage ou d'énergie (ce dont témoignent les cheminées, les lignes électriques, les conduites ou les compteurs d'huile ou de gaz, les génératrices, les cordes de bois, les ampoules électriques, les thermopompes ou les panneaux solaires).
2. fournir un espace clos permettant de s'abriter des intempéries comme en témoignent la présence de murs d'enceinte et d'un toit ainsi que de portes et fenêtres qui protègent contre le vent, la pluie et la neige.

Les logements qui ne répondent pas aux conditions les rendant propres à l'habitation durant toute l'année sont des logements marginaux. Les logements privés sont classés comme logements privés ordinaires et logements marginaux occupés. Les logements privés ordinaires se subdivisent à leur tour en trois grandes catégories : les logements occupés (par des résidents habituels), les logements occupés uniquement par des résidents étrangers et/ou par des personnes présentes temporairement et les logements inoccupés. Les logements marginaux sont classés comme logements occupés par des résidents habituels ou comme logements occupés par des résidents étrangers et/ou par des personnes présentes temporairement. Les logements marginaux inoccupés le 10 mai 2016 ne font pas partie du parc immobilier.

Un [logement collectif](#) est un établissement commercial, institutionnel ou communautaire que l'agent recenseur peut identifier comme tel grâce à une enseigne ou en s'adressant à la personne qui en a la charge, à un résident, à un voisin, etc. Sont inclus dans cette catégorie les pensions et maisons de chambres, les hôtels, motels et établissements pour touristes, les établissements de soins infirmiers, les hôpitaux, les résidences de personnel, les bases militaires, les camps de travailleurs, les prisons, les foyers collectifs, etc.

Les logements collectifs sont soit des logements occupés, soit des logements inoccupés. Les logements occupés sont soit occupés par des résidents habituels, soit occupés uniquement par des résidents étrangers ou par des personnes présentes temporairement. Dans le cas des logements collectifs inoccupés, des données à propos de l'établissement, comme les types de services fournis, sont recueillies, mais ne sont pas comprises dans les produits du recensement.

En bref, l'univers des logements inclut :

- les logements privés occupés par des résidents habituels
- les logements privés occupés uniquement par des résidents étrangers ou par des personnes présentes temporairement
- les logements privés qui sont inoccupés
- les logements marginaux occupés le jour du recensement
- les logements collectifs occupés par des résidents habituels
- les logements collectifs occupés uniquement par des résidents étrangers ou par des personnes présentes temporairement.

L'univers des logements n'inclut pas :

- les logements marginaux inoccupés le jour du recensement
- les logements collectifs inoccupés le jour du recensement
- les logements situés à l'extérieur du Canada.

2.4 Lieu habituel de résidence

La méthode de dénombrement *de jure* utilisée lors du Recensement de la population du Canada permet le dénombrement de la population en fonction du « [lieu habituel de résidence](#) », c'est-à-dire le logement où une personne vit habituellement. Les personnes ont généralement un seul lieu de résidence, et il est facile de procéder au dénombrement en fonction du lieu habituel de résidence. Le dénombrement consiste à dresser la liste de toutes les personnes ayant ce logement comme lieu habituel de résidence le jour du recensement, en suivant les instructions étape par étape qu'on trouve au début du questionnaire du recensement, c'est-à-dire : « **En vous incluant**, combien de personnes vivent habituellement à cette adresse le 10 mai 2016? **Inclure** : toutes les personnes qui ont leur résidence principale à cette adresse, même si elles sont temporairement absentes. **Voir les instructions à la page 3** (garde partagée, étudiants, immigrants reçus, résidence secondaire, etc.) ». Les instructions de la page 3 du questionnaire du [Recensement de 2016](#) sont présentées à l'[annexe A](#).

Il est parfois plus difficile de déterminer le lieu habituel de résidence d'une personne. C'est la raison pour laquelle des règles spéciales avaient été élaborées pour définir le lieu habituel de résidence dans certains cas :

1. Les personnes ayant plus d'un lieu de résidence

Cette catégorie inclut toutes les personnes ayant plusieurs logements au Canada, qui pourraient être considérés comme leur lieu habituel de résidence. En pareil cas, le [lieu habituel de résidence](#) est l'endroit où la personne passe la majeure partie de l'année. Si elle passe autant de temps à chaque endroit ou si elle ne sait pas quel logement choisir, elle devrait choisir le lieu de résidence où elle a passé la nuit du 9 au 10 mai 2016. Cette règle prévoit deux exceptions :

- a. Les enfants qui habitent ailleurs à cause de leurs études ou de leur emploi d'été, mais qui reviennent vivre chez leurs parents pendant une partie de l'année devraient considérer le lieu de résidence qu'ils partagent avec leurs parents comme leur lieu habituel de résidence même s'ils passent la majeure partie de l'année ailleurs.
- b. Les conjoints ou partenaires en union libre qui n'habitent pas avec leur famille à cause de leur travail ou de leurs études, mais qui reviennent à la maison périodiquement devraient considérer le lieu de résidence qu'ils partagent avec leur conjoint comme leur lieu habituel de résidence même s'ils passent la majeure partie de l'année ailleurs.

2. Les personnes vivant en établissement, notamment un hôpital, un foyer pour personnes âgées, une prison ou un établissement correctionnel

Les personnes ayant vécu dans un ou plusieurs établissements pendant une période ininterrompue de six mois ou plus en date du recensement devraient considérer l'établissement en question comme leur lieu habituel de résidence.

3. Les personnes n'ayant pas de lieu habituel de résidence

Les personnes qui n'ont pas de lieu habituel de résidence devraient être dénombrées à l'endroit où elles ont passé la nuit du 9 au 10 mai 2016.

4. Les personnes habitant à l'extérieur du Canada

Les citoyens canadiens et les immigrants reçus (résidents permanents) habitant à l'extérieur du Canada le jour du recensement comprennent notamment :

- les personnes à bord de navires canadiens ou de navires marchands
- les employés du gouvernement fédéral et des gouvernements provinciaux ou territoriaux, ainsi que les membres de leur famille
- les membres des Forces armées canadiennes et les membres de leur famille qui n'ont pas de lieu de résidence permanent au Canada occupé par un ou plusieurs membres de leur famille.

Ces personnes devraient indiquer dans le questionnaire du recensement l'adresse utilisée à des fins électorales ou leur dernière adresse permanente au Canada. Ces renseignements sont utilisés pour leur associer un lieu géographique au Canada aux fins de diffusion.

3. Erreur de couverture de la population

3.1 Sources

La collecte et le traitement des données du recensement sont assujettis à des normes de qualité rigoureuses, mais il est très difficile d'éliminer toutes les erreurs possibles. Il existe deux types d'erreurs de couverture de la population. Le sous-dénombrement de la population désigne l'exclusion de personnes qui auraient dû être dénombrées, alors que le surdénombrement de la population désigne l'inclusion de personnes dénombrées plus d'une fois (généralement deux fois). Le surdénombrement comprend aussi les personnes dénombrées qui n'auraient pas dû l'être. Toutefois, on ne mesure pas ce type d'erreur, car il est jugé négligeable.

Le sous-dénombrement peut survenir au cours de la première étape du recensement si la liste des logements utilisée pour l'univers des logements est incomplète. Ce risque est plus élevé notamment si un logement est en voie de construction. En revanche, il peut y avoir un surdénombrement si un logement est dénombré à deux reprises.

Il y a également des risques d'erreur de couverture à l'étape de la collecte des données sur le terrain. Les erreurs commises par les répondants sont à l'origine des erreurs de couverture lorsque la personne qui remplit le questionnaire du recensement omet une personne dont le lieu habituel de résidence est le logement en question d'après les règles du recensement; il y a alors sous-dénombrement. La personne peut également inclure une personne dont le lieu habituel de résidence n'est pas le logement en question; il y a alors surdénombrement si la personne a déjà été dénombrée à son lieu habituel de résidence ou à un autre endroit. Il est généralement facile de déterminer le lieu habituel de résidence d'une personne. Cependant, tel que mentionné dans la section précédente, le processus est parfois plus complexe et des règles spéciales ont été créées pour définir le lieu habituel de résidence d'une personne. Le questionnaire du recensement fait état de ces règles, mais, comme elles sont nombreuses, il peut y avoir des problèmes de compréhension. Les erreurs de couverture peuvent survenir lorsque les règles ne sont pas consultées ou lorsqu'elles sont appliquées de façon inappropriée. La notion de jour du recensement comme date de référence pour déterminer le lieu habituel de résidence peut également être mal comprise, donnant lieu à des erreurs de couverture.

Les erreurs de couverture peuvent également être commises à n'importe quel moment au cours de l'étape de traitement, lorsque les renseignements indiqués dans les dossiers des personnes ou des ménages sont entrés dans la base de données du recensement ou extraits de celle-ci. Les dossiers peuvent être annulés par erreur. Les questionnaires peuvent être associés à un dossier erroné ou retournés trop tard pour être inclus.

Le risque de sous-dénombrement des sans-abri est élevé, et ce, même si des mesures sont prises pour assurer le dénombrement de cette partie de la population. D'autres situations peuvent également entraîner des erreurs de couverture. Ainsi, le cas des jeunes adultes qui ont récemment quitté le domicile familial peut donner lieu à un sous-dénombrement parce que leurs colocataires et leurs parents ne les inscrivent pas dans le questionnaire du recensement, ou à un surdénombrement parce que leur nom est inscrit dans deux questionnaires du recensement. Les personnes qui ont un deuxième lieu de résidence en raison de leur emploi peuvent également être à l'origine d'erreurs de couverture.

Les utilisateurs devraient également savoir dans quelle mesure les réserves indiennes et les établissements indiens ont participé au Recensement de 2016. Dans certains cas, le dénombrement n'a pas été permis par la communauté ou il a été interrompu avant d'être terminé. Ces régions géographiques sont considérées comme des réserves et établissements indiens partiellement dénombrés (14 au total en 2016). Il n'y a pas de données pour 2016 dans le cas des réserves et établissements indiens partiellement dénombrés, et ceux-ci ne sont pas inclus dans les totaux. Des problèmes semblables sont survenus au cours de recensements antérieurs. Ainsi, lors du Recensement de 2006, 22 réserves et établissements indiens ont été partiellement dénombrés alors que 31 l'ont été lors du Recensement de 2011; 20 de ces derniers ont participé au Recensement de 2016.

L'estimation de la population dans le cas des 14 réserves et établissements indiens partiellement dénombrés est une estimation fondée sur un modèle. Cependant, comme il n'y a pas de source fiable permettant de vérifier les hypothèses utilisées dans le cas de ce modèle, l'estimation établie doit être utilisée avec circonspection. Pour plus de renseignements, voir la [section 12.2](#).

3.2 Contrôle

Les sources possibles d'erreurs de couverture ont été définies au cours de l'étape de planification du Recensement de 2016 et les mesures suivantes ont été prises pour réduire les risques connexes :

- Les limites des unités de collecte (UC) ont été soigneusement définies et configurées, de façon à ce qu'aucune des régions géographiques ne soit omise ou incluse deux fois.
- Les secteurs de listage/livraison : Le manuel de l'agent recenseur renfermait des instructions quant à la façon de dénombrer une UC tout en minimisant les risques d'oublier des logements. Le nombre total de logements selon le Recensement de 2011 a été communiqué aux chargés des opérations sur le terrain afin de les aider à déceler les modifications notables. Par ailleurs, les opérations de listage donnant lieu à une différence marquée du nombre de logements par rapport à celui du Recensement de 2011 ont donné lieu à une vérification de la liste. Enfin, des procédures précises de contrôle qualitatif ont été appliquées à l'UC afin d'évaluer puis de corriger les modifications apportées à la liste.
- Les secteurs d'envoi par la poste : L'envoi par la poste a été effectué en fonction d'une liste d'adresses provenant du Registre des adresses de Statistique Canada. Cette liste était mise à jour régulièrement et des activités de listage ont eu lieu, principalement là où une plus forte croissance était observée. Les activités de listage ont eu lieu en continu, mais de façon plus intensive dans les deux années précédant le recensement. Les opérations de listage ont mené à la vérification de près de 30 % des adresses dans les secteurs d'envoi par la poste. Le travail des agents recenseurs a fait l'objet d'un contrôle qualitatif. Les logements collectifs devant être vérifiés par le personnel sur le terrain ont été identifiés avant l'étape de la collecte pour faire en sorte que, s'ils étaient occupés, ils soient identifiés et compris dans le recensement.
- Des procédures spéciales ont été établies pour assurer le dénombrement des personnes ayant de la difficulté à répondre (p. ex. les personnes qui ne maîtrisent ni le français ni l'anglais ou qui sont analphabètes) et pour assurer le dénombrement des personnes se trouvant dans des quartiers particuliers des grandes villes où la réponse ou la couverture était plus faible dans le passé.
- Des procédures spéciales ont été définies pour assurer le dénombrement de la population vivant dans les réserves indiennes.
- Des messages publicitaires informaient les Canadiens à propos du recensement et indiquaient ce qu'ils devaient faire s'ils n'avaient pas reçu de questionnaire.
- L'Assistance téléphonique du recensement (ATR) était offerte pour obtenir une réponse aux questions à propos du recensement, y compris à propos de la couverture.
- Le questionnaire comprenait une partie intitulée « Qui inscrire », ce qui permettait aux répondants de déterminer les personnes qui devaient être incluses. De plus, près de 70 % des réponses au Recensement de 2016 ont été obtenues par Internet, et le questionnaire électronique comprenait des questions de vérification supplémentaires lorsque les répondants déclaraient un logement inoccupé ou inexistant, ou s'ils avaient de la difficulté à déterminer si une personne devait être incluse ou non.
- Dans le questionnaire, on demandait aux répondants d'indiquer s'il y avait des personnes qui n'avaient pas été inscrites parce qu'ils n'étaient pas certains qu'il fallait les inclure. Le questionnaire électronique guidait les répondants pour prendre la bonne décision. Dans les autres cas, un suivi téléphonique était effectué par la suite auprès des répondants pour déterminer si les personnes en question devaient être inscrites ou non dans le questionnaire.
- Le suivi téléphonique a été effectué après l'examen des questionnaires en cas d'incohérence quant à la couverture ou pour vérifier la situation des ménages, y compris les questionnaires ne concernant que des résidents étrangers ou des personnes présentes temporairement.
- Le suivi des cas de non-réponse comportait une vérification de la couverture des logements.

Ces procédures ainsi qu'une formation appropriée du personnel, des vérifications supervisées et des contrôles qualitatifs durant les étapes de collecte et de traitement ont permis de réduire le nombre d'erreurs de couverture.

3.3 Définitions

La présente section porte sur la définition algébrique des erreurs de couverture. La lettre P représente le total ou le nombre « réel » de personnes visées par le Recensement de la population. La lettre C représente le chiffre du recensement tel qu'il a été publié pour cette population visée. L'erreur associée à l'utilisation de C plutôt que P est la suivante :

$$N = P - C$$

Cette erreur, désignée au moyen de la lettre N , représente l'**erreur de couverture nette de la population**.

La lettre S représente le **sous-dénombrement de la population**, c'est-à-dire le nombre de personnes non incluses dans, C mais qui auraient dû l'être.

Le chiffre du recensement C comporte deux éléments, soit :

$$C = D + I$$

où :

D est le nombre de personnes dénombrées, c'est-à-dire le nombre de personnes inscrites dans un questionnaire du recensement.

I est le nombre de personnes imputées, c'est-à-dire une estimation du nombre de personnes omises parce que leur logement a été classé comme occupé, mais non répondant ou qu'il était classé à tort comme inoccupé, donc pour lequel aucun suivi n'a été fait. Pour plus de renseignements à propos de l'imputation de ménages entiers (IME), voir la [section 3.6](#) du *Rapport technique sur l'échantillonnage et la pondération, Recensement de la population, 2016*, n° 98-306-X au catalogue.

Le sous-dénombrement par rapport au chiffre publié du recensement C est donc ce qui reste des personnes dont le nom aurait dû être inscrit dans un questionnaire du recensement et qui n'ont pas été prises en compte par l'IME. Autrement dit, le sous-dénombrement n'inclut pas l'estimation du nombre de personnes qui n'ont pas été dénombrées soit parce qu'un questionnaire du recensement n'a pas été retourné pour le logement (logement non répondant), soit parce que le logement n'a pas reçu de questionnaire puisqu'il a été classé à tort comme un logement inoccupé (erreur de classification).

Le concept de sous-dénombrement avant l'IME existe aussi. C'est ce qu'on appelle le sous-dénombrement de la collecte du Recensement de la population. Pour plus de renseignements, voir la [section 12.1](#).

La lettre R désigne le **surdénombrement de la population**, c'est-à-dire le nombre de dénombremments en trop inclus dans C , mais qui n'auraient pas dû être inclus.

R comporte deux éléments. Le premier vise les dénombremments en trop des personnes dénombrées plus d'une fois. Les études sur la couverture mettent l'accent sur ce type de dénombremments en trop. Le deuxième désigne les personnes dénombrées, mais qui ne faisaient pas partie de la population visée par le recensement. Par exemple, les étrangers en visite au Canada et dont le nom figure dans un questionnaire du recensement en tant que résidents habituels d'un logement ne devraient pas être inclus dans C . C'est le cas également des personnes fictives. Le nombre de personnes dénombrées alors qu'elles ne font pas partie de la population visée par le recensement est généralement très peu élevé, selon les études précédentes, et peut être négligé. Les études sur la couverture du recensement n'évaluent donc pas cet élément des erreurs de couverture.

Étant donné que la lettre S désigne les personnes non dénombrées qui devraient être incluses dans C et que la lettre R désigne les dénombremments qui ne devraient pas être inclus dans C , l'écart entre P et C correspond à S moins R , c'est-à-dire :

$$N = S - R$$

Rapport technique sur la couverture

Le nombre réel de personnes dans la population visée par le recensement est alors le suivant :

$$P = C + N = C + S - R$$

En pratique, pour des raisons de coût et d'actualité des données produites, on établit une estimation de P , dénotée \hat{P} , fondée sur des études par échantillon, où :

$$\hat{P} = C + \hat{N} = C + \hat{S} - \hat{R}$$

\hat{S} est une estimation du nombre de personnes non incluses dans C , mais qui auraient dû l'être et \hat{R} est une estimation du nombre de personnes incluses dans C , mais qui n'auraient pas dû l'être. On peut supposer que le surdénombrement des personnes incluses dans C alors qu'elles ne font pas partie de la population visée par le recensement est égal à zéro, car il est négligeable. \hat{R} se limite donc à une estimation du nombre de dénombremments en trop parmi les doublons. Les études de couverture du recensement visent à établir les quantités \hat{S} et \hat{R} .

En bref, la population réelle P est formée du chiffre du recensement C et du sous-dénombrement net N . On parle ici de sous-dénombrement net car S est généralement plus grand que R dans le contexte du recensement actuel au Canada. Toutefois, l'inverse est possible et N serait alors négatif. La variable C correspond à D plus le nombre de personnes ajoutées lors de l'IME, et cette imputation I vise des personnes habitant des logements non répondants ou des logements occupés classés à tort comme des logements inoccupés.

Les erreurs de couverture de la population du recensement peuvent généralement être exprimées en fonction de taux relatifs à la population réelle : le taux de sous-dénombrement T_S est S exprimé en un pourcentage de P . Le taux de surdénombrement T_R est R exprimé en un pourcentage de P . Le taux de sous-dénombrement net T_N correspond à la différence entre S et R , exprimée en un pourcentage de la population visée par le recensement. Ces trois taux peuvent être estimés au moyen des quantités \hat{T}_S , \hat{T}_R et \hat{T}_N , comme suit :

$$\hat{T}_S = 100 * \frac{\hat{S}}{\hat{P}} = 100 * \frac{\hat{S}}{C + \hat{N}}$$

$$\hat{T}_R = 100 * \frac{\hat{R}}{\hat{P}} = 100 * \frac{\hat{R}}{C + \hat{N}}$$

$$\hat{T}_N = 100 * \frac{\hat{N}}{\hat{P}} = 100 * \left(\frac{\hat{S} - \hat{R}}{C + \hat{N}} \right)$$

Un taux de sous-dénombrement net positif indique que le taux de sous-dénombrement est plus élevé que le taux de surdénombrement, autrement dit, que le nombre de personnes non incluses dans les chiffres publiés du recensement C est plus élevé que le nombre de personnes dénombrees en trop. C'est généralement le cas pour tous les recensements du Canada. Cependant, un taux de sous-dénombrement net négatif est parfois observé pour certains domaines d'intérêt.

3.4 Évaluation

Deux études postcensitaires ont été réalisées en vue d'établir une estimation des erreurs de couverture de la population du Recensement de 2016. Il s'agit de la Contre-vérification des dossiers (CVD), permettant de mesurer le sous-dénombrement de la population, et de l'Étude sur le surdénombrement du recensement (ESR), permettant de mesurer le surdénombrement de la population. Tel que mentionné précédemment, l'Enquête sur la classification des logements (ECL) ne contribue pas à l'estimation des erreurs de couverture du recensement puisque les chiffres du recensement sont déjà ajustés pour tenir compte des résultats de l'ECL.

La CVD et l'ESR ont été réalisées après les opérations de collecte sur le terrain et de traitement du recensement. Les estimations provisoires des erreurs de couverture de la population du Recensement de 2016 ont été publiées le 29 mars 2018. Les estimations définitives ont été publiées le 27 septembre 2018, après un exercice approfondi de validation effectué en collaboration avec la Division de la démographie et les coordonnateurs statistiques provinciaux et territoriaux. Ces données ont été publiées en même temps que les nouvelles estimations de population officielles tenant compte de la mise à jour de la population de base à la suite du Recensement de 2016. Les chiffres de population du recensement ajustés en fonction du sous-dénombrement net de la population constituaient les estimations à jour de la population de base.

La méthodologie utilisée pour les deux études sur la couverture est décrite brièvement comme suit :

Contre-vérification des dossiers (CVD)

Dans le cadre de la CVD, on a prélevé un échantillon aléatoire de personnes couvrant la population cible du Recensement de 2016 à partir de bases de sondage indépendantes de ce recensement. Ces bases sont décrites à la [section 7.1](#). L'échantillon de la CVD de 2016 était formé de 67 872 personnes dans le cas des provinces et de 2 595 personnes dans le cas des territoires. On a examiné ensuite la base de données du Recensement de 2016 pour déterminer si ces personnes avaient été dénombrées.

On a également effectué, au besoin, des interviews, dont la majorité ont été des interviews téléphoniques assistées par ordinateur (ITAO), à partir des bureaux régionaux (BR) afin de recueillir des renseignements pouvant servir à des recherches supplémentaires dans la base de données du Recensement de 2016. On a complété une interview dans 82,1 % des 15 584 cas transmis aux BR. Le poids d'échantillonnage a été ajusté afin de tenir compte des cas de non-réponse. Plus précisément, le poids d'échantillonnage total des non-répondants a été réparti entre des groupes de répondants ressemblant le plus possible aux non-répondants quant à leur probabilité de réponse.

L'estimation du sous-dénombrement de la population est établie en fonction du nombre de personnes faisant partie de l'échantillon de la CVD qui sont considérées comme des personnes « omises ». Ces personnes faisaient partie de la population cible du Recensement de 2016, mais il n'y a aucune preuve de dénombrement dans la base de données des réponses du Recensement de 2016. À l'échelle nationale, 4 821 personnes de l'échantillon de la CVD ont été classées comme des personnes omises dans les provinces, et 1 128, dans les territoires.

Étude sur le surdénombrement du recensement (ESR)

Le surdénombrement a été établi en effectuant un appariement de la base de données finale du Recensement de 2016 à elle-même, suivi d'un appariement entre la base de données finale du Recensement de 2016 et une liste de personnes qui auraient dû être dénombrées d'après des sources de données administratives. Pour les appariements, on a eu recours au couplage probabiliste. Le couplage probabiliste permet d'établir des appariements qui ne sont pas tout à fait exacts. Un échantillon de doublons potentiels a été sélectionné pour chacun des couplages, puis les caractéristiques démographiques et les noms ont été examinés afin de déterminer les cas de surdénombrement véritables.

4. Collecte des données du recensement

L'étape de la collecte des données du Recensement de 2016 visait à faire en sorte que chacun des 15,4 millions de logements au Canada soit dénombré et que, pour chaque logement occupé, le ménage correspondant remplisse un questionnaire du recensement.

En 2016, les ménages canadiens pouvaient répondre par Internet, en remplissant un questionnaire papier (retour par la poste) ou en communiquant avec l'Assistance téléphonique du recensement. Les ménages n'utilisant aucun de ces trois modes de réponse ont fait l'objet d'un suivi par téléphone ou en personne. Les trois modes de collecte utilisés dans le contexte du recensement canadien sont l'envoi par la poste, le listage/livraison et le recensement par interview. Afin d'organiser la collecte du recensement le plus efficacement possible, le territoire du Canada est divisé en petites unités géographiques appelées unités de collecte (UC). Au Recensement de 2016, on comptait environ 46 000 UC au Canada. Dans les UC dont le mode de collecte est l'envoi par la poste, on a recours au service postal du Canada pour envoyer le matériel du recensement. Les UC d'envoi par la poste sont typiquement dans les régions urbaines. Bien que ce type d'UC touche maintenant environ 82 % des logements au Canada, il représente seulement une très petite partie de la superficie du territoire. Les UC dont le mode de collecte est le listage/livraison sont typiquement des régions rurales. Dans ces régions, des agents recenseurs effectuent le listage des logements et font la livraison du matériel du recensement. Environ 17 % des logements au Canada se trouvent dans ce type d'UC qui couvre une partie importante de la superficie du territoire. Les UC dont le mode de collecte est le recensement par interview sont des réserves indiennes ou des UC situées dans des endroits éloignés ou difficiles d'accès. Afin de limiter le nombre de déplacements souvent coûteux et logistiquement complexes des agents recenseurs pour faire des suivis à ces endroits, ces derniers ne se limitent pas à faire le listage des logements, mais remplissent aussi immédiatement le questionnaire avec chacun des ménages. Ce type d'UC couvre un peu plus de la moitié de la superficie du territoire du Canada, mais seulement environ 1 % des logements.

Depuis le Recensement de 2011, une nouvelle méthode de collecte est utilisée pour la collecte du recensement. Appelée méthode de collecte par vagues, cette approche consiste à communiquer avec les ménages non répondants à des moments clés afin de leur rappeler de participer au recensement et de les inciter à remplir le questionnaire. À chaque vague de contact, les renseignements nécessaires à la réponse sont fournis aux ménages. Elle diffère selon le mode de collecte utilisé pour distribuer les documents du recensement pour une région donnée.

La méthode par vagues, qui s'inscrit dans un contexte où chaque ménage canadien est tenu par la loi de répondre aux questions du recensement, a été conçue de façon à encourager la réponse hâtive par Internet tout en offrant une solution de rechange aux ménages qui ne souhaitent pas remplir leur questionnaire par Internet. Cette approche par vagues comporte de nombreux avantages. Elle augmente le nombre de réponses par Internet, qui est un mode facilitant l'enchaînement des questions et la vérification en temps réel des réponses. Elle réduit la non-réponse et la nécessité de suivis coûteux. Elle réduit le nombre de questionnaires à enregistrer et de données à saisir. En somme, elle augmente ultimement la qualité du recensement.

Pour plus d'information sur la collecte des données du recensement, veuillez vous reporter au [chapitre 1](#) du *Rapport technique sur l'échantillonnage et la pondération, Recensement de la population, 2016*, n° 98-306-X au catalogue de Statistique Canada.

5. Traitement des données du recensement

Le traitement de tous les questionnaires remplis, quel que soit leur type, comporte plusieurs étapes, depuis la réception des questionnaires jusqu'à la création d'une base de données du recensement précise et complète. Ces étapes comprennent l'enregistrement des questionnaires, l'imagerie et la saisie des données des questionnaires, le contrôle, la correction des erreurs, le suivi des questionnaires rejetés au contrôle, le codage, la classification des logements et les ajustements pour la non-réponse, le couplage des données sur le revenu, l'imputation et la pondération (pour l'échantillon du questionnaire détaillé).

Les processus automatisés, mis en œuvre pour le Recensement de 2016, ont été surveillés de manière à ce que tous les logements canadiens ne soient dénombrés qu'une seule fois. Le Système de contrôle principal (SCP) a été mis au point afin de contrôler et de surveiller l'enchaînement des opérations, de la collecte au traitement des données. Le SCP contenait une liste principale de tous les logements existants au Canada, dans laquelle figurait pour chacun d'eux un identificateur unique. Ce système était mis à jour régulièrement, en fonction des renseignements sur la situation de chaque logement dans le processus d'enchaînement des opérations du recensement (p. ex. livraison, réception ou traitement). Des rapports étaient produits quotidiennement et mis en ligne à la disposition des gestionnaires, afin que les opérations du recensement se déroulent de façon efficace et efficiente.

Pour plus d'information sur le traitement des données du recensement, veuillez vous reporter au [chapitre 3](#) du *Rapport technique sur l'échantillonnage et la pondération, Recensement de la population, 2016*, n° 98-306-X au catalogue de Statistique Canada.

6. Enquête sur la classification des logements (ECL)

6.1 Introduction

L'Enquête sur la classification des logements (ECL) mesure les erreurs de classification des logements lors du recensement. L'ECL estime également le nombre de résidents habituels de logements non répondants occupés. Les données du recensement sont corrigées pour tenir compte des logements non répondants occupés³. Les estimations de l'ECL sont utilisées lors du dépouillement des questionnaires du recensement, afin de déterminer le nombre de personnes à imputer dans le cadre du processus d'imputation de ménages entiers (IME).

L'une des sources possibles d'erreur lors d'un recensement est la classification erronée d'un logement. Lorsqu'un ménage omet de retourner son questionnaire du recensement, l'agent recenseur doit déterminer si ce logement est occupé. Deux types d'erreurs de classification de logement peuvent survenir dans cette situation. **Premièrement, un logement occupé peut être classé par erreur comme inoccupé.** Cette erreur de classification de logement entraîne un sous-dénombrement au sein de la population de recensement, puisque les occupants du logement ne sont alors pas inclus dans la base de données du recensement. **Deuxièmement, un logement inoccupé peut être classé par erreur comme occupé.** Lorsque cette erreur se produit, aucun questionnaire n'est reçu pour ce logement et ce dernier fait l'objet d'un suivi des cas de non-réponse (SCNR)⁴. Si le SCNR ne permet pas de corriger la classification de ce logement en logement inoccupé, il continuera d'être considéré comme un logement non répondant et fera l'objet d'une imputation. Cette erreur de classification de logement entraîne un surdénombrement au sein de la population; des personnes sont ajoutées à la base de données du recensement alors que personne ne vit en fait dans ce logement. Les estimations découlant de l'ECL servent à corriger les données du recensement pour ces deux erreurs de couverture.

De plus, un troisième type d'erreur de classification de logement mesuré par l'ECL est l'erreur survenant lorsque des logements marginaux ou en construction sont classés par erreur comme logements. Puisque ces logements sont classés comme inoccupés (et parce que seuls les logements occupés peuvent être classés comme logements non répondants, soumis à une imputation), cette erreur n'entraîne pas de surdénombrement de la population. Cependant, elle entraîne un surdénombrement des logements. Les données du recensement ne sont pas corrigées pour tenir compte de ces logements, de sorte que les estimations du parc de logements au recensement comprennent un certain degré de surdénombrement.

6.2 Méthodologie

6.2.1 Stratification et sélection de l'échantillon

La population cible de l'ECL comprenait tous les logements classés comme logements inoccupés ou non répondants, à l'exception des logements faisant partie des unités de collecte (UC) de types logements collectifs, dénombremments par interview et réserves indiennes⁵. Ces secteurs sont exclus pour des raisons de coûts et des considérations opérationnelles.

La taille de l'échantillon de l'ECL a été fixée à 1 730 UC. La base de sondage comprenait toutes les UC d'autodénombrement (p. ex. UC traitées par envoi par la poste, listage/livraison et de façon saisonnière, pour lesquelles les répondants ont rempli leur propre questionnaire du recensement). Par conséquent, le Nunavut n'a pas d'UC faisant partie du champ d'observation, si bien que l'ECL n'y a pas eu lieu. Le plan de sondage a donc été le suivant : tout d'abord, toutes les UC faisant partie du champ de l'enquête au Yukon (42 UC) et dans les

3. Voir le *Rapport technique sur l'échantillonnage et la pondération, Recensement de la population, 2016* (produit numéro 98-306-X2016001 au catalogue), [section 3.6](#).

4. Voir le *Rapport technique sur l'échantillonnage et la pondération, Recensement de la population, 2016* (produit numéro 98-306-X2016001 au catalogue), [section 1.1.3](#).

5. Voir la [section 4](#).

Rapport technique sur la couverture

Territoires du Nord-Ouest (21 UC) formaient une strate; toutes ces UC ont été sélectionnées pour l'échantillon de l'ECL avec certitude. Toutes les UC de l'Île-du-Prince-Édouard formaient une deuxième strate, d'où a été tiré un échantillon aléatoire simple de 49 UC.

Les UC restantes ont été regroupées en strates urbaines et rurales. Une UC était considérée comme urbaine si elle faisait initialement partie d'une région métropolitaine de recensement (RMR) ou d'une agglomération de recensement (AR) comptant 40 000 logements occupés ou plus. Par ailleurs, toutes les UC relevant d'un district de chef d'équipe (DCE) étaient considérées comme urbaines si plus de 50 % des UC du DCE étaient urbaines. Toutes les UC restantes formaient les strates rurales. Les UC urbaines ont été stratifiées par RMR et AR. Un échantillon aléatoire simple d'au moins cinq UC a été choisi pour chaque strate. Les données des recensements précédents ont permis d'établir que cinq UC constituaient une charge de travail appropriée pour un intervieweur. L'échantillon comptait 984 UC urbaines. Pour contrôler les coûts des opérations sur le terrain, des UC géographiquement voisines ont été choisies pour l'échantillon des UC rurales. Cela a été effectué au moyen d'un plan de sondage aléatoire stratifié à deux étapes. À la première étape, des DCE ont été choisis dans chaque province. À la deuxième étape, cinq UC ont été choisies dans chacun des DCE sélectionnés. L'échantillon comptait 746 UC rurales.

Un sous-échantillonnage des logements au sein d'une UC échantillonnée a eu lieu lorsque le nombre de logements inoccupés et non répondants dépassait un paramètre maximal de logements, qui était de 50 pour les UC d'envoi par la poste et les UC de listage/livraison et de 200 dans les UC saisonnières. Un sous-échantillonnage de logements dans le champ d'enquête a eu lieu dans 325 UC. Sinon, tous les logements inoccupés et les logements non répondants faisant partie des UC échantillonnées formaient l'échantillon des logements de l'ECL. Au total, 38 714 logements inoccupés et 9 994 logements non répondants ont fait partie de l'échantillon en 2016. Le tableau 6.2.1 présente la répartition de l'échantillon par province et territoire.

Tableau 6.2.1
Taille de l'échantillon, Canada, provinces et territoires

Provinces et territoires	Nombre d'unités de collecte	Nombre de logements inoccupés	Nombre de logements non répondants
Canada	1 730	38 714	9 994
Terre-Neuve-et-Labrador	100	3 482	477
Île-du-Prince-Édouard	49	1 728	364
Nouvelle-Écosse	113	3 385	471
Nouveau-Brunswick	95	2 683	356
Québec	318	6 845	1 385
Ontario	387	7 769	1 971
Manitoba	122	1 951	915
Saskatchewan	133	2 845	742
Alberta	170	3 178	1 357
Colombie-Britannique	180	3 748	1 331
Yukon	42	742	309
Territoires du Nord-Ouest	21	358	316
Nunavut	0	0	0

Source : Statistique Canada, Enquête sur la classification des logements de 2016.

6.2.2 Interviews sur le terrain

Un questionnaire d'ECL a servi à vérifier l'occupation/inoccupation réelle, le jour du recensement, des logements échantillonnés des UC échantillonnées classés comme inoccupés le jour du recensement, ou occupés, mais pour lesquels aucun questionnaire du recensement n'avait été retourné. L'occupation/inoccupation a été vérifiée fin juin-début juillet 2016.

Le moment des interviews sur le terrain pour l'ECL a été laissé à la discrétion de chaque bureau régional. Pour déterminer l'occupation/inoccupation et recueillir d'autres renseignements, les agents recenseurs avaient pour instructions de communiquer avec les occupants, les voisins, les propriétaires ou toute autre personne connaissant le logement. On a effectué jusqu'à trois tentatives de prise de contact pour chaque logement. Si le logement s'avérait occupé le jour du recensement, le nombre d'occupants le jour du recensement était également enregistré, ainsi que le sexe et l'âge des occupants, si possible.

6.2.3 Traitement et estimation

Tous les questionnaires remplis ont été envoyés pour traitement au bureau central à Ottawa.

Les questionnaires ont été envoyés aux fins de saisie des données (entrée des données). Après la saisie des données, les questionnaires ont été soumis à une série exhaustive de contrôles de la cohérence. Les questionnaires pour lesquels les contrôles ont échoué ont été examinés manuellement afin de résoudre les incohérences.

À ce stade du processus de traitement, les logements inoccupés et les logements non répondants figurant dans l'échantillon ont été séparés et la classification de ces logements a été confirmée en fonction de la liste finale du recensement. Les questionnaires remplis pour chaque UC de l'échantillon ont été appariés à la liste finale des logements inoccupés du recensement. En cas de non-appariement, le logement de l'échantillon était éliminé et aucun autre traitement n'était nécessaire. Les logements inscrits comme inoccupés sur la liste du recensement et pour lesquels aucun questionnaire de l'ECL n'avait été reçu ont été considérés comme des cas de non-réponse totale à l'ECL et sont passés à l'étape suivante du traitement. De la même façon, la liste finale du recensement de tous les logements pour lesquels aucun questionnaire n'avait été reçu (c.-à-d. les logements classés comme logements non répondants) a été utilisée pour déterminer les logements de l'ECL pour lesquels aucun questionnaire de l'ECL n'avait été reçu considéré comme une non-réponse totale à l'ECL, avant de poursuivre à l'étape suivante du traitement.

Les cas de non-réponse totale à l'ECL ont donné lieu à une correction par pondération, tandis qu'une imputation partielle a été appliquée aux cas de non-réponse partielle. La procédure était la même pour les logements inoccupés et les logements non répondants. En l'absence de renseignements sur un logement, les poids déterminés par le plan de sondage pour les répondants ont été corrigés, afin de tenir compte du poids déterminé pour les non-répondants. Ce rajustement a été effectué séparément par post-strate géographique, c'est-à-dire pour chacune des RMR de Montréal, de Toronto et de Vancouver, pour les autres régions urbaines de chaque province et territoire et pour les régions rurales de chaque province et territoire. Les cas de non-réponse partielle pour l'occupation/inoccupation, le nombre de résidents habituels et le type de logement ont été traités par imputation. L'occupation/inoccupation a été imputée en premier, puis utilisée dans l'imputation des autres variables. Les poids déterminés par le plan de sondage ont ensuite été corrigés, de sorte que la somme des poids corrigés pour chaque poststrate géographique soit égale au nombre de logements inoccupés/non répondants. La taille du ménage, recueillie sur le questionnaire de l'ECL lorsqu'un logement était occupé a servi à produire une estimation (par taille de ménage) du taux d'occupation des logements privés classés comme inoccupés et non répondants lors du recensement.

6.2.4 Imputation de ménages entiers (IME) du recensement

La procédure d'imputation de ménages entiers (IME) vise à représenter les logements privés non répondants du recensement; on y procède ainsi à une imputation de la non-réponse totale au recensement. Dans les secteurs où l'ECL a été menée (c.-à-d. les UC de type envoi par la poste ou listage/livraison), les estimations de l'ECL ont été utilisées comme intrants dans l'algorithme de la procédure d'IME, afin d'imputer les logements privés occupés en fonction de la répartition des tailles des ménages et des strates de second niveau. Tout d'abord, au sein d'une post-strate géographique de l'ECL, tous les logements non répondants ont été relevés (cela s'est déroulé séparément pour les univers des logements inoccupés et non répondants). Ensuite, seulement pour l'univers des logements non répondants, tout logement non répondant pour lequel la collecte sur le terrain avait permis d'obtenir le nombre de résidents habituels a été considéré être occupé et la taille du ménage enregistrée lui a été attribuée.

Enfin, des logements non répondants ont été sélectionnés aléatoirement et imputés comme occupés. La sélection s'est effectuée de sorte que le nombre final de logements non répondants et inoccupés convertis en logements occupés pour la strate de second niveau soit égal à l'estimation des logements occupés de l'ECL dans les univers de logements non répondants et inoccupés. Dans les secteurs géographiques où l'ECL n'a pas été menée (c.-à-d. les UC faisant l'objet d'une méthodologie de collecte de type logements collectifs, par interview et réserves indiennes), tous les logements privés classés comme non répondants ont été imputés comme occupés en fonction de la répartition des tailles des ménages des répondants au recensement. Le résultat de la procédure d'IME a été que tous les logements privés ont été classés comme occupés ou comme inoccupés dans la base de données du recensement (c.-à-d. qu'il ne restait plus de logements non répondants).

Une fois un logement privé inoccupé/non répondant imputé comme occupé, une procédure (soumise aux contraintes des estimations de l'ECL par strate de second niveau et taille de logement du ménage) a servi à imputer la taille de logement de ménage et d'autres variables. La taille du ménage a été établie par sélection aléatoire d'un logement parmi tous les logements ayant rempli un questionnaire du recensement dans la même UC. L'enregistrement complet de ce ménage donneur a ensuite été attribué au logement inoccupé/non répondant imputé comme occupé. Si aucun donneur n'était trouvé, seule la taille du ménage était attribuée.

De plus amples renseignements sur la procédure d'IME figurent dans le rapport de [Farr \(2018\)](#).

6.3 Estimations

Les données de recensement ont été corrigées à l'aide d'estimations de l'ECL, au moyen de la procédure d'IME, pour les logements non répondants et pour les logements occupés ayant été classés par erreur comme inoccupés. Les estimations sont présentées aux sections [6.3.1.1](#) et [6.3.2](#). Les données de recensement n'ont pas été corrigées pour tenir compte des logements marginaux ou en construction classés par erreur comme logements. La [section 6.3.1.2](#) présente des estimations du nombre de logements marginaux et de logements en construction classés par erreur comme logements et donc inclus par erreur dans le parc de logements.

6.3.1 Logements inoccupés

6.3.1.1 Logements occupés classés par erreur comme inoccupés

Le [tableau 6.3.1.1.1](#) présente le nombre estimé de logements classés comme inoccupés qui auraient dû être classés comme occupés ainsi que le taux d'erreur correspondant pour les logements inoccupés, par région urbaine et rurale⁶ et par province et territoire. Aux fins de comparaison, le [tableau 6.3.1.1.2](#) fournit les mêmes estimations pour le Recensement de 2011. Le [tableau 6.3.1.1.3](#) indique le nombre estimé de personnes vivant dans des logements occupés classés par erreur comme inoccupés. Le [tableau 6.3.1.1.4](#) donne le nombre de ménages et de personnes ajoutés aux chiffres initiaux du Recensement de 2016 pour corriger ces erreurs de classification.

Le [tableau 6.3.1.1.1](#) indique que 15,0 % de tous les logements classés comme inoccupés en 2016 étaient en fait des logements occupés. Cela représente une légère augmentation par rapport à 13,8 % en 2011. La classification erronée des logements était plus fréquente dans les régions urbaines (21,3 %) que dans les régions rurales (6,5 %). Les régions urbaines enregistrent une augmentation par rapport à 2011. Le taux d'erreur de classification a augmenté dans toutes les provinces, à l'exception du Nouveau-Brunswick, où il a diminué.

Parmi les provinces et territoires, les Territoires du Nord-Ouest ont enregistré le taux d'erreur de classification le plus élevé (19,8 %), suivis de la Colombie-Britannique (18,0 %), de l'Alberta (16,9 %), de l'Ontario (16,5 %), du Yukon (16,3 %) et du Québec (14,3 %). Les taux des autres provinces variaient entre 12,9 % au Manitoba et 5,9 % à l'Île-du-Prince-Édouard.

6. Une région urbaine désigne une région comptant une population de plus de 50 000 habitants. Les secteurs géographiques restants constituent les régions rurales.

Rapport technique sur la couverture

Du fait d'erreurs dans la classification initiale des logements, environ 178 219 ménages n'ont pas été dénombrés dans le Recensement de 2016. Il s'agit du nombre de ménages ajoutés au recensement dans le cadre de la procédure d'IME. Le [tableau 6.3.1.1.4](#) présente le nombre de ménages et de personnes ajoutés pour tenir compte des logements privés occupés classés par erreur comme inoccupés.

Tableau 6.3.1.1.1

Nombre de logements occupés classés par erreur comme étant inoccupés, selon diverses caractéristiques, Recensement de 2016

Caractéristiques	Nombre de logements inoccupés	Logements occupés classés par erreur comme étant inoccupés			
		Nombre estimé	Erreur-type	Taux estimé (%)	Erreur-type (%)
Canada	1 187 392	178 219	5 520	15,0	0,5
Urbain (population de plus de 50 000 habitants)	680 629	145 308	4 819	21,3	0,7
Rural	506 763	32 911	2 692	6,5	0,5
Provinces de l'Atlantique	144 073	12 577	816	8,7	0,6
Terre-Neuve-et-Labrador	43 770	2 830	310	6,5	0,7
Île-du-Prince-Édouard	10 909	646	117	5,9	1,1
Nouvelle-Écosse	51 940	5 351	633	10,3	1,2
Nouveau-Brunswick	37 454	3 750	395	10,0	1,1
Québec	289 593	41 544	2 240	14,3	0,8
Ontario	378 298	62 536	4 309	16,5	1,1
Prairies	204 641	30 779	1 637	15,0	0,8
Manitoba	36 147	4 680	460	12,9	1,3
Saskatchewan	54 414	6 839	1 022	12,6	1,9
Alberta	114 080	19 260	1 193	16,9	1,0
Colombie-Britannique	169 340	30 526	1 881	18,0	1,1
Territoires	1 447	256	0	17,7	0,0
Yukon	874	143	0	16,3	0,0
Territoires du Nord-Ouest	573	113	0	19,8	0,0

Source : Statistique Canada, Enquête sur la classification des logements de 2016.

Rapport technique sur la couverture

Tableau 6.3.1.1.2

Nombre de logements occupés classés par erreur comme étant inoccupés, selon diverses caractéristiques, Recensement de 2011

Caractéristiques	Nombre de logements inoccupés	Logements occupés classés par erreur comme étant inoccupés			
		Nombre estimé	Erreur-type	Taux estimé (%)	Erreur-type (%)
Canada	1 099 156	151 152	8 153	13,8	0,7
Urbain (population de plus de 50 000 habitants)	622 309	120 322	7 375	19,3	1,2
Rural	476 847	30 830	3 690	6,5	0,8
Provinces de l'Atlantique	126 074	9 611	1 007	7,6	0,8
Terre-Neuve-et-Labrador	39 016	2 240	391	5,7	1,0
Île-du-Prince-Édouard	9 493	537	132	5,7	1,4
Nouvelle-Écosse	46 338	3 350	664	7,2	1,4
Nouveau-Brunswick	31 227	3 484	635	11,2	2,0
Québec	248 311	36 952	4 374	14,9	1,8
Ontario	374 639	55 366	6 564	14,8	1,8
Prairies	180 821	22 422	1 602	12,4	0,9
Manitoba	36 357	3 047	432	8,4	1,2
Saskatchewan	40 901	3 632	535	8,9	1,3
Alberta	103 563	15 743	1 447	15,2	1,4
Colombie-Britannique	168 421	26 695	1 487	15,9	0,9
Territoires	890	107	0	12,0	0,0
Yukon	654	85	0	13,1	0,0
Territoires du Nord-Ouest	236	21	0	8,9	0,0

Source : Statistique Canada, Enquête sur la classification des logements de 2011.

Rapport technique sur la couverture

Tableau 6.3.1.1.3

Nombre estimé de personnes vivant dans des logements occupés classés par erreur comme étant des logements inoccupés et les erreurs-types, selon diverses caractéristiques, Recensement de 2016

Caractéristiques	Nombre estimé	Erreur-type
Canada	338 246	11 110
Urbain (population de plus de 50 000 habitants)	277 996	9 818
Rural	60 250	5 199
Provinces de l'Atlantique	23 220	1 577
Terre-Neuve-et-Labrador	5 042	623
Île-du-Prince-Édouard	1 257	248
Nouvelle-Écosse	9 638	1 155
Nouveau-Brunswick	7 283	838
Québec	73 306	4 200
Ontario	120 951	8 429
Prairies	58 289	3 684
Manitoba	8 502	906
Saskatchewan	12 395	2 134
Alberta	37 392	2 863
Colombie-Britannique	62 003	4 323
Territoires	477	0
Yukon	251	0
Territoires du Nord-Ouest	226	0

Source : Statistique Canada, Étude sur la classification des logements de 2016.

Rapport technique sur la couverture

Tableau 6.3.1.1.4
Ménages et personnes imputés, selon diverses caractéristiques, Recensement de 2016

Caractéristiques	Nombre de ménages imputés	Nombre de personnes imputées
Canada	178 219	338 246
Urbain (population de plus de 50 000 habitants)	145 308	277 996
Rural	32 911	60 250
Provinces de l'Atlantique	12 577	23 220
Terre-Neuve-et-Labrador	2 830	5 042
Île-du-Prince-Édouard	646	1 257
Nouvelle-Écosse	5 351	9 638
Nouveau-Brunswick	3 750	7 283
Québec	41 544	73 306
Ontario	62 536	120 951
Prairies	30 779	58 289
Manitoba	4 680	8 502
Saskatchewan	6 839	12 395
Alberta	19 260	37 392
Colombie-Britannique	30 526	62 003
Territoires	256	477
Yukon	143	251
Territoires du Nord-Ouest	113	226

Source : Statistique Canada, Étude sur la classification des logements de 2016.

6.3.1.2 Surdénombrement du parc de logements

Le [tableau 6.3.1.2](#) indique le nombre estimé de logements inoccupés ne faisant pas partie du parc de logements ainsi que le taux d'erreur correspondant pour les logements inoccupés de diverses régions géographiques. Aucune correction n'a été apportée à la base de données du recensement pour tenir compte des logements hors du parc de logements classés par erreur comme inoccupés.

Le dénombrement des logements inoccupés ne faisant pas partie de l'univers des logements se traduit par un surdénombrement des logements. Les logements sont considérés comme ne faisant pas partie de l'univers des logements s'ils sont utilisés à des fins commerciales, s'ils ne sont pas habitables à longueur d'année ou s'ils sont comptés en double au recensement. Cette dernière situation peut se produire lorsque le logement semble avoir deux adresses ou lorsque deux questionnaires sont retournés par erreur pour un logement qui ne compte plus d'appartement distinct.

Les estimations dans le cadre de l'ECL du nombre de logements inoccupés classés par erreur comme logements n'ont pas été utilisées pour corriger la base de données, du fait du degré de subjectivité associé à la classification d'un logement jugé pouvoir être occupé à longueur d'année. Pour être considéré comme approprié, le logement doit être doté d'une source de chauffage ou d'énergie et mettre ses occupants complètement à l'abri des intempéries toute l'année. Il est parfois difficile de juger si un logement est habitable ou non; c'est le cas, notamment, lorsque le logement est un chalet, lorsque le logement est en voie de construction et presque terminé ou lorsque l'état du logement s'est détérioré.

Rapport technique sur la couverture

Les logements hors du parc de logements représentent 9,8 % de l'ensemble des logements classés comme inoccupés. Parmi les provinces et les territoires, la fréquence des logements exclus du parc immobilier classés comme inoccupés varie de 5,2 % à l'Île-du-Prince-Édouard à 17,2 % au Yukon. La prévalence de ce problème est similaire dans les régions urbaines (9,7 %) et dans les régions rurales (10,0 %).

Les logements qui ne font effectivement pas partie du parc de logements représentent 0,8 % de tous les logements privés au Recensement de 2016. Cela représente une légère augmentation par rapport au taux d'erreur de 0,6 % pour 2011. Parmi les provinces et territoires, ce taux d'erreur a varié du taux le plus bas de 0,1 % dans les Territoires du Nord-Ouest au taux le plus élevé de 1,4 % au Nouveau-Brunswick.

Tableau 6.3.1.2

Logements hors du parc de logements classés par erreur comme étant inoccupés, selon diverses régions géographiques, Recensement de 2016

Régions géographiques	Nombre de logements inoccupés	Logements hors du parc de logements classés par erreur comme étant inoccupés			
		Nombre estimé	Erreur-type	Taux estimé ¹ (%)	Erreur-type (%)
Canada	1 187 392	116 547	6 593	9,8	0,6
Urbain (population de plus de 50 000 habitants)	680 629	66 124	5 161	9,7	0,8
Rural	506 763	50 423	4 103	10,0	0,8
Provinces de l'Atlantique	144 073	11 693	955	8,1	0,7
Terre-Neuve-et-Labrador	43 770	2 880	423	6,6	1,0
Île-du-Prince-Édouard	10 909	563	80	5,2	0,7
Nouvelle-Écosse	51 940	3 838	556	7,4	1,1
Nouveau-Brunswick	37 454	4 411	646	11,8	1,7
Québec	289 593	22 323	2 181	7,7	0,8
Ontario	378 298	37 833	4 736	10,0	1,3
Prairies	204 641	19 584	2 323	9,6	1,1
Manitoba	36 147	2 507	547	6,9	1,5
Saskatchewan	54 414	4 341	1 007	8,0	1,9
Alberta	114 080	12 736	2 020	11,2	1,8
Colombie-Britannique	169 340	24 945	3 159	14,7	1,9
Territoires	1 447	169	0	11,7	0,0
Yukon	874	150	0	17,2	0,0
Territoires du Nord-Ouest	573	19	0	3,3	0,0

1. Le taux est le nombre estimé de logements hors du parc de logements classés par erreur comme étant inoccupés, en pourcentage de tous les logements inoccupés.

Source : Statistique Canada, Étude sur la classification des logements de 2016.

6.3.2 Logements non répondants

6.3.2.1 Personnes ajoutées dans le cas de logements non répondants

Le [tableau 6.3.2.1.1](#) présente le nombre estimé et le taux de logements non répondants occupés au recensement, par région urbaine (population supérieure à 50 000 habitants) et rurale ainsi que par province et territoire. Le [tableau 6.3.2.1.2](#) fournit le nombre estimé de personnes qui, selon l'ECL, vivaient dans ces logements non répondants, tandis que le [tableau 6.3.2.1.3](#) donne les mêmes renseignements pour l'ECL de 2011.

Rapport technique sur la couverture

Le [tableau 6.3.2.1.1](#) indique que 63,1 % de tous les logements classés comme non répondants étaient en fait occupés. La classification des logements non répondants au recensement a été relativement similaire dans les régions urbaines (63,5 %) et dans les régions rurales (61,4 %). Au niveau des provinces et territoires en 2016, le taux de classification appropriée des logements non répondants était le plus élevé au Québec (67,8 %) et le moins élevé au Nouveau-Brunswick (53,4 %).

Le [tableau 6.3.2.1.2](#) présente le nombre de logements non répondants lors du Recensement de 2016 ainsi que le nombre de personnes ajoutées pour ces logements grâce à l'ECL. Le [tableau 6.3.2.1.3](#) fournit les mêmes données pour l'ECL de 2011. En 2016, au total, 357 666 personnes ont été ajoutées au recensement dans 179 823 logements. Les nombres comparables pour 2011 étaient 443 098 personnes dans 220 181 logements.

Tableau 6.3.2.1.1
Logements occupés non répondants, selon diverses caractéristiques, Recensement de 2016

Caractéristiques	Nombre de logements non répondants	Logements occupés non répondants			
		Nombre estimé	Erreur-type	Taux estimé ¹ (%)	Erreur-type (%)
Canada	284 966	179 823	2 525	63,1	0,9
Urbain (population de plus de 50 000 habitants)	227 692	144 678	2 219	63,5	1,0
Rural	57 274	35 145	1 205	61,4	2,1
Provinces de l'Atlantique	20 914	11 371	487	54,4	2,3
Terre-Neuve-et-Labrador	4 779	2 637	313	55,2	6,5
Île-du-Prince-Édouard	1 302	802	64	61,6	4,9
Nouvelle-Écosse	7 839	4 199	272	53,6	3,5
Nouveau-Brunswick	6 994	3 733	248	53,4	3,6
Québec	58 039	39 376	1 110	67,8	1,9
Ontario	91 159	58 195	1 536	63,8	1,7
Prairies	64 103	38 020	1 264	59,3	2,0
Manitoba	10 811	6 375	586	59,0	5,4
Saskatchewan	11 143	6 453	333	57,9	3,0
Alberta	42 149	25 191	1 070	59,8	2,5
Colombie-Britannique	50 016	32 418	973	64,8	1,9
Territoires	735	444	0	60,4	0,0
Yukon	405	227	0	56,1	0,0
Territoires du Nord-Ouest	330	217	0	65,7	0,0

1. Le taux est le nombre estimé de logements occupés non répondants en pourcentage de tous les logements non répondants.

Source : Statistique Canada, Étude sur la classification des logements de 2016.

Rapport technique sur la couverture

Tableau 6.3.2.1.2
Personnes vivant dans des logements occupés non répondants, selon diverses caractéristiques,
Recensement de 2016

Caractéristiques	Logements occupés non répondants		Personnes vivant dans des logements occupés non répondants	
	Nombre estimé	Erreur-type	Nombre estimé	Erreur-type
Canada	179 823	2 525	357 666	7 800
Urbain (population de plus de 50 000 habitants)	144 678	2 219	286 286	7 204
Rural	35 145	1 205	71 380	2 990
Provinces de l'Atlantique	11 371	487	22 686	1 163
Terre-Neuve-et-Labrador	2 637	313	5 054	686
Île-du-Prince-Édouard	802	64	1 459	130
Nouvelle-Écosse	4 199	272	8 651	783
Nouveau-Brunswick	3 733	248	7 523	503
Québec	39 376	1 110	68 744	2 761
Ontario	58 195	1 536	125 071	5 541
Prairies	38 020	1 264	78 093	3 226
Manitoba	6 375	586	13 312	1 239
Saskatchewan	6 453	333	12 795	996
Alberta	25 191	1 070	51 986	2 807
Colombie-Britannique	32 418	973	62 089	3 278
Territoires	444	0	983	0
Yukon	227	0	452	0
Territoires du Nord-Ouest	217	0	531	0

Source : Statistique Canada, Étude sur la classification des logements de 2016.

Tableau 6.3.2.1.3

Personnes vivant dans des logements occupés non répondants, selon diverses caractéristiques, Recensement de 2011

Caractéristiques	Logements occupés non répondants		Personnes vivant dans des logements occupés non répondants	
	Nombre estimé	Erreur-type	Nombre estimé	Erreur-type
Canada	220 181	3 160	443 098	8 924
Urbain (population de plus de 50 000 habitants)	181 105	2 506	361 319	7 604
Rural	39 076	1 980	81 778	4 841
Provinces de l'Atlantique	16 582	465	33 240	1 221
Terre-Neuve-et-Labrador	2 720	186	5 478	463
Île-du-Prince-Édouard	753	50	1 476	129
Nouvelle-Écosse	7 162	332	14 496	804
Nouveau-Brunswick	5 946	263	11 790	783
Québec	54 110	1 481	101 503	4 021
Ontario	76 310	2 199	159 370	6 382
Prairies	39 587	1 125	81 567	3 289
Manitoba	7 657	497	16 260	1 542
Saskatchewan	6 595	563	13 892	1 571
Alberta	25 335	838	51 415	2 444
Colombie-Britannique	33 063	1 301	66 433	3 471
Territoires	530	0	985	0
Yukon	373	0	696	0
Territoires du Nord-Ouest	157	0	289	0

Source : Statistique Canada, Étude sur la classification des logements de 2011.

6.3.2.2 Logements hors du parc de logements classés par erreur comme des logements non répondants

Le [tableau 6.3.2.2](#) signale les erreurs de classification au Recensement de 2016 relatives aux logements classés à tort comme des logements non répondants, puisqu'ils n'auraient pas dû être inclus au parc de logements. La [section 6.3.1.2](#) fournit la définition des logements ne faisant pas partie de l'univers des logements et comprend un commentaire sur la difficulté d'établir si un logement devrait faire partie ou non du parc de logements.

Au niveau national, les logements hors du parc de logements représentaient 4,0 % de tous les logements non répondants. Le taux d'erreur était plus élevé dans les régions rurales (5,2 %) que dans les régions urbaines (3,7 %). À l'échelle des provinces et des territoires, la fréquence des logements exclus du parc immobilier classés comme logements non répondants variait de 1,6 % à l'Île-du-Prince-Édouard à 9,2 % au Manitoba. À l'échelle nationale, les logements non répondants hors du parc de logements représentaient 0,1 % de l'ensemble des logements privés. Cette erreur a été arrondie à 0,0 % pour l'Île-du-Prince-Édouard, à 0,2 % pour le Manitoba et le Yukon et à 0,1 % pour toutes les autres provinces ainsi que les Territoires du Nord-Ouest.

Rapport technique sur la couverture

Tableau 6.3.2.2

Logements hors du parc de logements classés par erreur comme étant des logements non-répondants, selon diverses régions géographiques, Recensement de 2016

Régions géographiques	Nombre de logements non répondants	Logements hors du parc de logements classés par erreur comme étant des logements non-répondants			
		Nombre estimé	Erreur-type	Taux estimé ¹ (%)	Erreur-type (%)
Canada	284 966	11 445	1 178	4,0	0,4
Urbain (population de plus de 50 000 habitants)	227 692	8 477	1 076	3,7	0,5
Rural	57 274	2 969	480	5,2	0,8
Provinces de l'Atlantique	20 914	954	166	4,6	0,8
Terre-Neuve-et-Labrador	4 779	196	82	4,1	1,7
Île-du-Prince-Édouard	1 302	21	9	1,6	0,7
Nouvelle-Écosse	7 839	275	86	3,5	1,1
Nouveau-Brunswick	6 994	462	116	6,6	1,7
Québec	58 039	1 852	433	3,2	0,7
Ontario	91 159	3 834	651	4,2	0,7
Prairies	64 103	3 050	762	4,8	1,2
Manitoba	10 811	994	694	9,2	6,4
Saskatchewan	11 143	422	122	3,8	1,1
Alberta	42 149	1 634	288	3,9	0,7
Colombie-Britannique	50 016	1 710	411	3,4	0,8
Territoires	735	45	0	6,1	0,0
Yukon	405	25	0	6,1	0,0
Territoires du Nord-Ouest	330	20	0	6,2	0,0

1. Le taux est le nombre estimé de logements hors du parc de logements classés par erreur comme étant des logements non-répondants, en pourcentage de tous les logements non répondants.

Source : Statistique Canada, Étude sur la classification des logements de 2016.

7. Contre-vérification des dossiers

L'objectif premier de la Contre-vérification des dossiers est d'estimer le nombre de personnes faisant partie de la population cible du Recensement de 2016 qui n'ont pas été dénombrées par celui-ci aux échelons national, provincial et territorial. Un échantillon dont le nombre de personnes avoisine les 70 000 a été tiré de six bases de sondage indépendantes du Recensement de 2016. Les données des personnes choisies (PC) ont été appariées aux données fiscales et autres sources administratives afin d'obtenir des renseignements récents au sujet de leur résidence habituelle, de leurs adresses de contact, des membres de leur ménage et des groupes de personnes qui leur sont liés.

Un ensemble d'appariements automatisés complexes et de recherches manuelles ont été effectués pour trouver la PC dans la base de données des réponses (BDR) du Recensement de 2016. Les études sur la couverture du recensement, dont la Contre-vérification des dossiers, ont été réalisées d'après une version de la BDR rendue disponible vers le début du mois d'octobre 2016, (c'est-à-dire avant la fin du traitement du recensement). On nomme cette version la BDR-ECR, qui est antérieure à la BDR finale de 2016. Quelques différences mineures existent entre la BDR-ECR et les versions ultérieures des bases de données du recensement. La BDR-ECR, une base de données de personnes, comprend tous les enregistrements des personnes dénombrées, à l'exception de trois groupes d'enregistrements. Le premier concerne les enregistrements du recensement imputés dans le cadre des IME. Le deuxième se rapporte à tous les enregistrements du recensement qui ont été ajoutés tardivement, soit après le début du traitement de la CVD, mais cette situation ne s'est que peu présentée en 2016 contrairement aux deux cycles précédents. Le troisième groupe concerne les enregistrements du recensement communément appelés « dénombrements incomplets ». La [section 7.4.6](#) fournit de plus amples détails sur les dénombrements incomplets.

Lorsque la recherche est infructueuse, une collecte multimodale est entreprise en vue de déterminer si la PC fait partie de la population cible, et pour obtenir des renseignements supplémentaires (notamment des adresses) qui aideraient à trouver la PC dans la BDR-ECR. À la fin de la recherche, chaque PC est classée hors champ (décédée, émigrée ou temporairement à l'extérieur du Canada), dénombrée ou omise. Un petit nombre de cas de non-réponse, composé en grande partie de personnes qui n'ont pas pu être dépistées au moyen de la collecte, doivent être traités et servent à rajuster les poids des répondants à l'aide d'un modèle de rajustement pour la non-réponse.

7.1 Échantillonnage

La base de sondage visant à couvrir la population cible de la CVD, qui inclut toutes les personnes qui auraient dû être dénombrées au Recensement de 2016, est formée à partir de six bases indépendantes du recensement. Les cinq premières sont utilisées pour la sélection d'un échantillon servant à l'estimation du sous-dénombrement dans les dix provinces tandis que les estimations pour les trois territoires sont calculées à l'aide des échantillons tirés de la dernière base de sondage seulement.

À l'échelon provincial, on commence par les personnes qui faisaient partie de la population cible du Recensement de 2011. Celles-ci comprennent toutes les personnes dénombrées au Recensement de 2011 et les personnes omises par le Recensement de 2011, représentées par la portion de l'échantillon de personnes choisies (PC) de la CVD de 2011 qui ont été classées comme omises. Afin de tenir compte des personnes qui se sont ajoutées à la population cible depuis le recensement précédent, on ajoute les naissances et les immigrants intercensitaires (c.-à-d. entre les recensements de 2011 et de 2016) et les résidents non permanents en date du jour du Recensement de 2016. Les sources de données de ces bases de sondage sont les suivantes :

- Base du recensement : Personnes dénombrées par le Recensement de 2011 et apparaissant dans la BDR-ECR de 2011.
- Base des omises : Il n'existe pas de liste exhaustive des personnes omises. Toutefois, il existe un échantillon représentatif de ces personnes; il s'agit de l'échantillon de PC de la CVD de 2011 classées comme omises. Elles sont toutes incluses dans l'échantillon de 2016 avec leur poids de 2011.

Rapport technique sur la couverture

- Base des naissances : Données des statistiques de l'état civil sur les naissances intercensitaires. Comme le fichier final des statistiques de l'état civil sur les naissances n'est disponible que tardivement, l'échantillon des naissances de la CVD est tiré d'un mélange de fichiers préliminaires et finaux ainsi que de données brutes des statistiques de l'état civil.
- Base des immigrants : Données administratives provenant d'Immigration, Réfugiés et Citoyenneté Canada (IRCC) au sujet des immigrants arrivés au Canada pendant la période intercensitaire.
- Base des résidents non permanents : Données administratives provenant d'IRCC sur les personnes qui demandent le statut de réfugié le jour du recensement et sur celles qui ont obtenu un permis de travail ou d'étude au Canada qui couvre le jour du recensement.

Pour chacun des territoires, les fichiers de l'assurance-santé couvrant les personnes éligibles aux soins de santé le jour du recensement forment l'unique base de sondage. Bien que ces bases aient une excellente couverture, cette dernière n'est pas complète et un ajustement doit être effectué aux poids d'échantillonnage afin de pallier cette sous-couverture. Chaque base de sondage d'un territoire donné est indépendante des autres bases des territoires et ne sert qu'à faire l'estimation du sous-dénombrement de ce territoire donné. Les bases de sondage des territoires ne servent pas non plus à l'estimation du sous-dénombrement dans les provinces.

Aucune des cinq premières bases de sondage des provinces ne couvre les personnes émigrées ou à l'extérieur du Canada au cours du Recensement de 2011 qui n'ont pas rempli de questionnaire du recensement en 2011 et qui sont revenues durant la période intercensitaire (« Canadiens de retour dans une province »). Selon le questionnaire détaillé du Recensement de 2016, on estime cette population à 241 361 personnes. De même, on estime à 12 106 le nombre de personnes de retour des territoires dans les provinces. À ce nombre s'ajoutent 18 528 personnes provenant des réserves ou établissements indiens partiellement dénombrés en 2011 et dénombrés en 2016. De plus, les personnes nées après le Recensement de 2011 à l'extérieur du pays ou dans les territoires qui ont la citoyenneté canadienne et qui sont revenues dans une des dix provinces du Canada au jour du Recensement de 2016 ne sont pas couvertes par les cinq premières bases de sondage de la CVD. Selon le questionnaire détaillé du Recensement de 2016, on estime cette population à 17 243 personnes. Les estimations de l'erreur de couverture ne couvrent donc pas ces populations estimées à un total de 289 238 personnes.

Un problème qui se pose avec l'utilisation des bases de sondage multiples est la possibilité qu'une même personne soit incluse dans plus d'une base. Par exemple, une personne incluse dans la base des immigrants pouvait être détentrice d'un permis de travail et se trouver au Canada en mai 2011, et ainsi être dénombrable au Recensement de 2011. Elle serait donc à la fois dans la base des immigrants et dans celle du recensement si elle a été dénombrée, ou dans celle des personnes omises si elle a été omise. Ainsi, il est important de déterminer tous les cas de chevauchement de base, sinon les estimations produites risquent d'être trop élevées puisque les personnes peuvent être comptées deux fois dans les bases de sondage. Autant que possible, ce chevauchement est décelé lors de la construction des bases de sondage, mais une partie est également cernée plus tard à partir des renseignements fournis par les répondants.

Le plan d'échantillonnage varie d'une base à l'autre selon la nature de la liste utilisée. Pour la base du Recensement de 2011, on utilise un plan stratifié à un seul degré. La population est stratifiée selon la province de résidence, le sexe, l'âge et l'état matrimonial. Les personnes dénombrées dans les réserves indiennes au Recensement de 2011 forment des strates séparées. Cependant, avant de faire la stratification de la base, un couplage déterministe de celle-ci avec les données fiscales a été effectué. Environ 96 % des personnes ont été couplées. Les personnes déterminées comme décédées d'après les données fiscales ont été placées dans une strate à tirage complet de décès. Ensuite, la province de résidence la plus récente selon les données fiscales a été dérivée et utilisée pour stratifier la base selon la province (la province de sélection). Les personnes non liées aux données fiscales ou les personnes liées mais dont l'adresse était située à l'extérieur des 10 provinces ont été stratifiées selon leur province de recensement en 2011. Ensuite, pour chaque province de sélection, les personnes ont été réparties dans une des 13 strates suivantes selon le sexe, l'âge (au jour du Recensement de 2011) et l'état matrimonial :

- Réserves indiennes (tous âges et sexes);
- Femmes, 0 à 12 ans;

Rapport technique sur la couverture

- Femmes, 13 à 24 ans;
- Femmes, 25 à 34 ans, mariées*;
- Femmes, 25 à 34 ans, non mariées (y compris les conjointes de fait);
- Femmes, 35 ans et plus, mariées*;
- Femmes, 35 ans et plus, non mariées (y compris les conjointes de fait);
- Hommes, 0 à 12 ans;
- Hommes, 13 à 24 ans;
- Hommes, 25 à 34 ans, mariés*;
- Hommes, 25 à 34 ans, non mariés (y compris les conjoints de fait);
- Hommes, 35 ans et plus, mariés*;
- Hommes, 35 ans et plus, non mariés (y compris les conjoints de fait).

* Pour le Québec, marié(e) inclut les conjoints et les conjointes de fait.

La base des personnes omises est une base échantillonnale, car il n'existe pas de liste de toutes les personnes omises au Recensement de 2011. L'échantillon de cette base est constitué de tous les cas classés comme « omis » dans le cadre de la CVD de 2011. Quoique l'échantillon ne soit pas stratifié comme tel, une stratification implicite est inévitable puisque les cas omis en 2011 proviennent de bases et de strates différentes.

Pour construire la base de sondage des naissances, on a obtenu une copie des enregistrements de naissances intercensitaires des statistiques de l'état civil par l'intermédiaire du Système national d'acheminement, qui permet d'avoir accès à ces données plus rapidement. La base contient toutes les naissances entre le 10 mai 2011 et le 9 mai 2016 inclusivement. La base a ensuite été stratifiée selon la province de résidence de la mère.

On a construit la base de sondage des immigrants à partir des dossiers d'IRCC. La base des immigrants contient toutes les personnes immigrées au pays entre le 10 mai 2011 et le 9 mai 2016 inclusivement. On a soustrait de la base des immigrants de 2016 ceux qui étaient résidents non permanents au jour du Recensement de 2011, ceux-ci étant déjà couverts par la base du Recensement de 2011 ou la base des omis de 2011. Cette base a été stratifiée selon la province de destination des immigrants. Ensuite, les immigrants de toutes les provinces à l'exception des quatre provinces de l'Atlantique ont été séparés en deux strates selon leur date d'immigration. Les immigrants arrivés entre le 10 mai 2011 et le 9 mai 2015 ont formé la première strate, tandis que ceux arrivés entre le 10 mai 2015 et le 9 mai 2016 ont formé la seconde strate, ce qui s'explique par le fait que les immigrants arrivés depuis moins longtemps ont habituellement un taux d'omission plus élevé au recensement.

La base des résidents non permanents (détenteurs de permis et demandeurs du statut de réfugié) a été construite à partir des dossiers d'IRCC. Tout comme dans le cas des immigrants intercensitaires, ceux qui étaient résidents non permanents au jour du Recensement de 2011 ont été enlevés de la base des résidents non permanents pour 2016. La base a été stratifiée selon la province de destination des résidents non permanents. Étant donné qu'un nombre important de résidents non permanents n'avaient pas indiqué de province de destination (ayant un permis ouvert), ceux-ci ont été placés dans une strate nationale.

Dans les provinces, il a été décidé que la taille totale de l'échantillon de 2016 serait semblable à celle de la CVD de 2011. La répartition de l'échantillon a été effectuée en deux étapes.

Premièrement, l'échantillon national pour les provinces a été réparti entre celles-ci de façon à obtenir des erreurs-types du taux de sous-dénombrement semblables entre les provinces de taille semblable. On visait des erreurs-types plus petites pour les plus grandes provinces que pour les petites provinces car cela permettait d'obtenir une petite erreur-type à l'échelon national. Les erreurs-types visées pour le taux de sous-dénombrement variaient entre 0,31 % et 0,50 %.

Deuxièmement, les échantillons provinciaux ont été répartis entre les strates des provinces. A priori, la taille d'échantillon de la strate de la base des personnes omises en 2011 était déjà fixée, car toutes les personnes considérées comme des personnes omises dans le cadre de la CVD de 2011 ont été choisies. La taille d'échantillon restante dans chaque province a par la suite été répartie à l'aide de la méthode de répartition optimale, basée sur les taux historiques de sous-dénombrement, les taux historiques de non-réponse et la taille de la strate. Les fractions de sondage ne sont pas les mêmes dans chaque strate. Dans le but de rendre le plan de sondage plus efficace, on a eu recours à des fractions de sondage plus élevées pour les sous-groupes où l'on prévoyait un sous-dénombrement important ou un taux de dépistage plus faible. Par exemple, tout comme dans le cas de la CVD de 2011, on a attribué une probabilité de sélection plus grande aux hommes célibataires âgés de 18 à 29 ans en 2016, car on a observé, lors des CVD précédentes, que le sous-dénombrement est toujours plus important dans cette strate. En raison de l'intérêt accru pour les études sur les populations autochtones, la taille des échantillons dans les strates provinciales pour les personnes dénombrées au Recensement de 2011 dans les réserves indiennes est plus élevée que ce que le résultat de la répartition optimale suggère. Cependant, un ajustement à la baisse des tailles d'échantillons par rapport à la répartition optimale a été effectué pour les strates des résidents non permanents, afin de ne pas trop augmenter la taille de l'échantillon de la CVD qui nécessitait une collecte sur le terrain. Comparativement à celui de la CVD de 2011, l'échantillon des résidents non permanents a tout de même augmenté d'environ 1 000 personnes dans la CVD de 2016.

Il convient de souligner que la répartition résultante n'est qu'approximativement optimale étant donné que des hypothèses ont été avancées à propos de la taille de certaines populations, notamment le nombre prévu de naissances et d'immigrants intercensitaires au moment de faire la répartition. La taille réelle de l'échantillon provincial des naissances, des immigrants et des résidents non permanents n'est pas connue tant que tous les échantillons ne sont pas tirés. L'échantillon total final réparti était de 67 842 personnes choisies parmi les bases dans les provinces. Le tableau 7.1.1 présente la répartition finale de l'échantillon selon la strate pour toutes les provinces.

Rapport technique sur la couverture

Tableau 7.1.1
Répartition de l'échantillon, bases de sondage et strates pour toutes les provinces

Bases de sondage	Strates pour chaque province	Nombre de personnes
Total	...	67 872
	Femmes, 0 à 12 ans	3 135
	Femmes, 13 à 24 ans	4 907
	Femmes, 25 à 34 ans, mariées ¹	1 207
	Femmes, 25 à 34 ans, non mariées	1 915
	Femmes, 35 ans ou plus, mariées ¹	7 060
	Femmes, 35 ans ou plus, non mariées	5 536
Recensement de 2011	Hommes, 0 à 12 ans	3 549
	Hommes, 13 à 24 ans	5 410
	Hommes, 25 à 34 ans, mariés ¹	1 350
	Hommes, 25 à 34 ans, non mariés	2 723
	Hommes, 35 ans ou plus, mariés ¹	8 960
	Hommes, 35 ans ou plus, non mariés	5 844
	Vivant dans les réserves	2 067
Omises de 2011	Sans stratification additionnelle	4 745
Naissances	Sans stratification additionnelle	4 026
Immigrants	Entre le 10 mai 2011 et le 9 mai 2015 ²	2 198
	Entre le 10 mai 2015 et le 9 mai 2016	760
Résidents non permanents	Avec permis dans une province	2 345
	Avec permis ouvert	135

... n'ayant pas lieu de figurer

1. Les personnes vivant en union libre sont incluses dans la strate de catégorie « marié » pour le Québec seulement.

2. Il y avait seulement une strate dans les quatre provinces suivantes : Terre-Neuve-et-Labrador, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse et Nouveau-Brunswick.

Source : Statistique Canada, Contre-vérification des dossiers de 2016.

La méthodologie d'échantillonnage pour les territoires était semblable à celle de 2011, à l'exception de quelques modifications. Ainsi, les bases de sondage des trois territoires ont été formées à partir de leur fichier d'assurance-santé respectif. Par la suite, les personnes comprises dans la base de sondage de chacun des territoires ont été appariées, à l'aide des systèmes développés aux fins du traitement de l'information (voir la [section 7.2.1](#)), à la base de données des réponses du Recensement de 2016 (BDR-ECR). Cette base excluait les dénombrements incomplets. Une vérification manuelle a également été effectuée pour confirmer que les cas appariés représentaient bien les mêmes personnes. Les personnes appariées dans leur territoire (dans le même territoire que dans la base de sondage) ont été classées comme étant dénombrées et un poids de 1 leur a été associé. Par la suite, les personnes appariées à l'extérieur de leur territoire ont formé une strate séparée. Puis, les personnes non appariées ont été séparées en six strates en fonction de l'âge et du sexe (voir le [tableau 7.1.2](#)).

En ce qui concerne la répartition de l'échantillon entre les territoires, la première étape consistait à déterminer l'échantillon total à allouer à chaque territoire afin d'atteindre une précision semblable et adéquate du sous-dénombrement. La précision obtenue à la CVD de 2011 différait grandement entre les territoires et était de qualité inférieure, notamment au Nunavut. En 2016, l'erreur-type visée pour le taux de sous-dénombrement s'est fixée à 0,6 % au Yukon et aux T.N.-O., et à 0,65 % au Nunavut. Par conséquent, en 2016, les tailles d'échantillons dans les territoires ont été augmentées au besoin pour obtenir la précision voulue. Ensuite, l'échantillon de chaque territoire a été réparti parmi les six strates (selon l'âge et le sexe) proportionnellement à leur taille puisqu'habituellement, le taux d'omissions ne varie pas énormément entre les strates. Un petit échantillon supplémentaire (variant entre 55 et 80 par territoire) a également été alloué à la strate des personnes appariées

Rapport technique sur la couverture

à l'extérieur de leur territoire. Cet échantillon a pour seul but de vérifier que ces personnes ne sont pas également dénombrées dans leur territoire, car le cas échéant, la primauté serait donnée à ce dénombrement pour la CVD. Cet échantillon supplémentaire n'a pas été envoyé à la collecte de la CVD étant donné que ces personnes ont déjà été trouvées dans la BDR-ECR.

Le tableau 7.1.2 présente la répartition selon la strate pour tous les territoires.

Tableau 7.1.2
Répartition de l'échantillon, strates par territoire

Strates	Yukon	T.-N.-O.	Nunavut	Total
Appariées dans le territoire	30 040	30 160	25 220	85 420
Appariées hors du territoire	1 352	2 093	1 635	5 080
Échantillon de contrôle	55	80	65	200
Non appariées	560	805	1 030	2 395
Femmes, 0 à 17 ans	38	93	199	330
Femmes, 18 à 29 ans	61	85	107	253
Femmes, 30 ans ou plus	146	196	188	530
Hommes, 0 à 17 ans	39	98	203	340
Hommes, 18 à 29 ans	68	94	118	280
Hommes, 30 ans ou plus	208	239	215	662

Source : Statistique Canada, Contre-vérification des dossiers de 2016.

Rapport technique sur la couverture

Le tableau 7.1.3 présente la répartition de l'échantillon pour le Canada, les provinces et les territoires.

Tableau 7.1.3
Taille de l'échantillon pour le Canada, provinces et territoires

Provinces et territoires	Nombre de personnes
Canada	155 887
Toutes les provinces	67 872
Terre-Neuve-et-Labrador	4 558
Île-du-Prince-Édouard	4 365
Nouvelle-Écosse	6 084
Nouveau-Brunswick	3 858
Québec	7 766
Ontario	11 771
Manitoba	5 780
Saskatchewan	6 730
Alberta	7 022
Colombie-Britannique	9 803
RNP-CA ¹	135
Tous les territoires	88 015
Appariés dans le territoire	85 420
Non appariés dans le territoire	2 595
Yukon	30 655
Appariés dans le territoire	30 040
Non appariés dans le territoire	615
Territoires du Nord-Ouest	31 045
Appariés dans le territoire	30 160
Non appariés dans le territoire	885
Nunavut	26 315
Appariés dans le territoire	25 220
Non appariés dans le territoire	1 095

1. Résidents non permanents - Canada (permis ouvert).

Source : Statistique Canada, Contre-vérification des dossiers de 2016.

Une méthode d'échantillonnage systématique à l'intérieur des strates a été utilisée pour sélectionner les échantillons. Voici la liste des variables de tri utilisées pour obtenir un échantillon efficace (stratification implicite), classées selon la base de sondage :

- Base du Recensement de 2011 : logement privé ou collectif, sexe, âge et région géographique;
- Base des naissances : année de naissance et âge de la mère;
- Base des immigrants : année d'immigration et âge;
- Base des résidents non permanents : type de permis, sexe et âge;
- Base des territoires : région géographique et âge.

Aucun échantillonnage n'était requis pour la base des omis de 2011, car tous les omis de la CVD de 2011 ont été sélectionnés dans l'échantillon de la CVD de 2016.

Après la sélection des échantillons provinciaux et territoriaux, ceux-ci doivent être préparés en vérifiant la qualité des renseignements pour les différentes variables d'intérêt, soit les variables géographiques et démographiques. On procède, par exemple, à la vérification de la qualité des noms et à la validation des dates de naissance. Les adresses sont normalisées afin de faciliter les activités de traitement ultérieures. Afin de mettre à jour les renseignements géographiques, en particulier pour les échantillons du recensement et des omis dont l'information date de 2011, ceux-ci sont appariés aux dossiers de l'Agence du revenu du Canada (ARC), dont ceux de l'impôt sur le revenu des particuliers de 2010 à 2015 et des prestations canadienne pour enfants de 2011 à 2016. À l'aide des fichiers de l'ARC et des données des statistiques de l'état civil, on vérifie également si des personnes sélectionnées sont décédées. Cette étape de préparation est très importante, car elle aide à déterminer les personnes qui sont dénombrées dans les bases du recensement et à communiquer avec les personnes non trouvées en vue de les interviewer.

7.2 Traitement et classification

7.2.1 Traitement

L'objectif du traitement est de fournir des renseignements sur la classification des PC en vue de l'estimation et de l'ajustement pour la non-réponse. Ainsi, le traitement vise à :

- déterminer si les PC sont dénombrées au sein de la base de données des réponses au recensement;
- déterminer si les PC font partie de la population cible du recensement;
- fournir davantage de renseignements sur l'ajustement pour la non-réponse.

Les résultats du traitement ont été enregistrés dans une classification attribuée à chaque PC aux fins d'estimation et de totalisation (voir la [section 7.4](#) et la [section 9](#)).

La majeure partie du travail de traitement a fait intervenir une recherche informatisée automatisée dans la version des études de couverture du recensement de la Base de données des réponses au Recensement de 2016 (BDR-ECR), afin de déterminer si la PC était dénombrée ou non.

Divers renseignements ont été utilisés pour cette recherche, notamment les noms et prénoms ainsi que les dates de naissance. Les numéros de téléphone et les adresses associées à la PC ou à des membres de son ménage ont également été utilisés. Des questionnaires où la personne aurait pu être dénombrée ont été relevés à partir de sources variées, incluant :

- des appariements avec la BDR-ECR, en utilisant la date de naissance et le sexe de la PC et des membres de son ménage, ou le nom, le code postal ou le numéro de téléphone de la PC;
- les adresses de sélection provenant de la base de sondage;
- des mises à jour des adresses provenant de dossiers fiscaux;
- des renseignements de l'interview téléphonique assistée par ordinateur (ITAO) (voir la [section 7.3](#)).

La première étape après la préparation de l'échantillon a été d'effectuer une recherche de chaque PC dans la BDR-ECR en traitant toutes les PC dont l'adresse figurait dans la base de sondage et les données fiscales. Deux résultats ont été obtenus. Lorsque les PC ont été trouvées, elles ont généralement été classées comme « dénombrées » et aucun autre traitement n'a été requis, à l'exception des PC identifiées ensuite au moyen des données des statistiques de l'état civil comme décédées avant le recensement. Les cas des PC non trouvées ont été envoyés en collecte. Pendant la collecte, la recherche dans la BDR-ECR s'est poursuivie. Lorsque les données de l'ITAO étaient disponibles, les chercheurs ont pu déterminer si chaque PC faisait ou non partie de la population cible du recensement. Dans l'affirmative, les données d'ITAO permettaient parfois d'approfondir les recherches.

La recherche des PC a été menée à la fois automatiquement et manuellement par du personnel de codage dirigé par des spécialistes du domaine. Un manuel de procédures très détaillées indiquant les étapes spécifiques de codage des résultats de recherche a été fourni au personnel de codage pour assurer l'uniformité du codage. Les recherches automatisées ont eu d'abord lieu. Un questionnaire du recensement existait pour les adresses obtenues grâce à une correspondance avec la BDR-ECR. On a calculé une mesure de similarité entre le questionnaire du recensement et les données de la Contre-vérification des dossiers. Lorsque cette mesure dépassait un seuil préétabli, on concluait automatiquement que la PC avait été dénombrée à cette adresse. Dans ces cas, ni cette adresse ni les autres adresses de la PC n'avaient à être traitées par le personnel de codage. Des programmes informatiques ont également déterminé lorsqu'une adresse était un double d'une autre. Ces adresses en double n'avaient pas non plus à être traitées.

Pour d'autres cas, on a eu recours à un couplage manuel à l'aide de l'Application de vérification interactive de Doclink (AVID), application créée spécifiquement pour cette opération. Le personnel de codage a utilisé en outre plusieurs outils dans le cadre de ce traitement, tels que des fichiers de référence géographique, des annuaires téléphoniques électroniques et le fichier des attributs des rues. Des questionnaires de recensement ou des unités de collecte de recensement suggérés correspondaient souvent à l'adresse utilisée à la première étape de la recherche. Le personnel pouvait également effectuer une recherche dans la BDR-ECR à l'aide de paramètres souples aux étapes ultérieures du traitement (recherche par nom, date de naissance, etc.) Les résultats de la recherche manuelle étaient alors modifiés manuellement par des corrections intégrées à l'AVID afin de limiter les erreurs. Un fichier comprenant les résultats de recherche a ensuite été produit. Les données de ce fichier ont été utilisées pour classer les PC.

7.2.2 Classification

Le traitement fournit les renseignements nécessaires en vue de déterminer si les PC sont :

- incluses dans la « population cible du recensement » ou « hors champ » (non incluses);
- « classifiées » ou « non classifiées »;
- « listées » ou « non listées »;
- « identifiables » ou « non identifiables »;
- « dénombrées »;
- « omises ».

Certaines PC figurent dans plus d'une catégorie. Nous en expliquerons les raisons plus en détail dans cette section.

7.2.2.1 Classification « population cible » ou « hors champ »

La « population cible du recensement » inclut le groupe de personnes dont il est question à la [section 2.2](#). Une PC est considérée « hors champ » si elle ne fait pas partie de la population cible du recensement. Chaque PC classée comme « hors champ » se voit attribuer l'un des états suivants pour cette classification : décédée, émigrée ou représentée par une autre base de sondage. Pour qu'une personne soit classée comme étant décédée, elle doit apparaître dans les fichiers de mortalité des statistiques de l'état civil ou avoir été déclarée décédée sur les fichiers d'impôts ou lors d'une interview de collecte. Les personnes émigrées de façon permanente ou temporaire sont également déterminées au moyen d'une interview de collecte en fonction de certains critères et d'après les réponses qu'elles ont fournies relativement à leur lieu de résidence au jour du recensement, à la période de temps qu'elles ont passé à l'extérieur du Canada, à leur intention de revenir vivre au pays et à la raison pour laquelle elles étaient à l'extérieur du pays le jour du recensement. D'autres PC sont également classées comme « émigrées listées », qu'elles soient ou non des répondants lors de la collecte. Il s'agit des résidents non permanents (de la base des personnes omises et de la base du Recensement de 2011) qui n'avaient plus de permis en 2016 ni le statut d'immigrant depuis 2011.

Les PC classées comme « représentées par une autre base de sondage » comprennent notamment les cas sélectionnés dans une province, mais classés dans l'un des trois territoires. De même, les cas sélectionnés dans un territoire, mais classés dans une province ou un autre territoire sont eux aussi classés comme « représentés par une autre base de sondage ».

Les PC classées dans la population cible du recensement sont soit « dénombrées », soit « omises », soit « non classifiées » (voir la [section 7.2.2.2](#)). Une PC est considérée « dénombrée » si elle figure dans la BDR-ECR. La classification « omises » est attribuée aux PC dans la population cible du recensement qui ne sont pas dénombrées ou « non classifiées ».

7.2.2.2 Classification pour la non-réponse et le rajustement de non-réponse

L'attribution des classifications « listées » et « non classifiées » dépend de l'utilité des adresses fournies et des renseignements tirés de l'ITAO. Dans plusieurs cas, la collecte fournit des renseignements ainsi qu'une ou plusieurs adresses qui sont introuvables à partir d'autres sources. Dans d'autres cas, il est possible de trouver toutes les adresses et tous les renseignements obtenus au moyen de la collecte à partir d'autres sources.

Une PC est « listée » si elle a été classée sans le recours aux données provenant de l'ITAO; même si la collecte des données a été effectuée, les adresses et les renseignements obtenus au moyen de l'interview n'ont pas été requis.

Une personne est considérée comme « non classifiée » si on peut déterminer qu'elle fait partie de la population cible, mais pas si elle a été omise ou non. Cette situation survient lorsque le lieu de résidence le jour du recensement, tel que défini à la [section 2.4](#), est connu, mais non identifié dans la BDR-ECR. Les personnes dont le lieu de résidence le jour du recensement n'est pas assez précis (p. ex. si seul le nom d'une grande ville est fourni comme lieu de résidence le jour du recensement) et les personnes sans domicile fixe ont été incluses dans cette catégorie.

Les PC pour lesquelles il est impossible de déterminer une ou plusieurs des caractéristiques de la liste présentée plus haut sont considérées comme des non-répondants. Il existe trois types de non-répondants :

- Une PC est « non identifiée » lorsqu'il est impossible de déterminer si elle est listée ou non. Autrement dit, comme les renseignements disponibles sur la PC sont incomplets, il est impossible de procéder ni à son appariement avec la BDR-ECR ni à la collecte de ses renseignements au moyen d'une interview.
- Une PC est « non dépistée » lorsqu'il est impossible de déterminer si elle est incluse ou non dans la population cible du recensement.
- Une PC « non classifiée » est considérée comme un cas de non-réponse partielle. En effet, on sait que la personne fait partie de la population cible, mais on ignore si elle est omise ou dénombrée.

7.2.2.3 Répartition de l'échantillon selon la classification

Le [tableau 7.2](#) montre la répartition de l'échantillon selon la classification et la base de sondage. La classification est déterminée à partir de combinaisons spécifiques des caractéristiques de la liste présentée plus haut. Au départ, un échantillon total de 67 872 PC a été sélectionné dans les provinces. De ce nombre, 58 808 PC ont été classées comme « dénombrées », 4 821 comme « omises » et 2 268 comme des non-répondants, dont 357 ont été classées comme « non classifiés ». Les 1 975 autres PC ont été classées comme « hors champ », dont 857 « décès », 934 « émigrants » (permanents ou temporaires) et 184 pour d'autres raisons. Un rajustement pour la non-réponse a été effectué lors du processus d'estimation (voir [section 7.4](#)). Il est important de noter qu'aux fins de la classification — et, par conséquent, de l'estimation —, la définition d'un non-répondant diffère de la définition habituelle d'un non-répondant, selon laquelle la collecte de données est tentée, mais non terminée. Il en est ainsi parce que pour procéder à la classification, on utilise des données provenant de plusieurs sources, dont la collecte. Afin d'éviter toute confusion, la [section 7.3](#) sur la collecte fait référence à la « collecte terminée » plutôt qu'à la « réponse ».

Les personnes dans les bases de sondage des territoires sont divisées entre la strate appariée et les strates non appariées. La strate appariée correspond au traitement initial des enregistrements des bases de sondage territoriales. On procède au traitement de ces cas de la même façon que l'on procède avec l'échantillon, soit dans l'application AVID en utilisant des procédures de traitement propres aux territoires. Des 121 892 personnes figurant dans la base de sondage des territoires, 85 420 PC ont été classées comme « dénombrées ». Un échantillon total de 2 595 PC a été sélectionné parmi les personnes non appariées. De cet échantillon, 655 PC ont été classées comme « dénombrées », tandis que 1 128 ont été classées comme « omises » et 441 comme des non-répondants; parmi ces derniers, 105 ont été classés comme « non classifiés ». Les 371 autres PC ont été classées comme « hors champ », dont 25 « décès », 15 « émigrants » (permanents ou temporaires) et 331 comme ayant été classées dans une province ou un autre territoire.

7.2.2.4 Implications de la classification

Les PC « dépistées » sont les PC pour lesquelles il est possible de déterminer si elles sont incluses dans la population cible du recensement ou non. À des fins d'estimation et de totalisation, les PC dépistées qui sont également classifiées sont les répondants. Puisque les noms, y compris ceux des membres du ménage, et les adresses sont disponibles dans la BDR-ECR, et que les outils pour consulter la base de données sont suffisamment puissants, il est possible de vérifier si une PC est dénombrée à une adresse, même si l'adresse fournie est vague.

L'utilité de savoir si une PC est dénombrée va de soi. Les PC qui font partie de la population cible du recensement et qui ne sont pas dénombrées, et donc classées comme « omises », sont la base de l'estimation du sous-dénombrement. On voulait également classer les PC en se fondant sur les caractéristiques mentionnées précédemment afin de choisir les répondants les plus appropriés pour représenter les non-répondants.

Enfin, sauf pour les PC non classifiées, on a aussi déterminé l'adresse au jour du recensement (lieu de résidence habituel) de chaque PC dans la population cible du recensement. Cette adresse représente celle où, selon les directives du recensement, la PC devrait avoir été dénombrée. Si la PC a été dénombrée, l'adresse du dénombrement sera considérée comme l'adresse au jour du recensement, en dépit d'autres renseignements fournis qui pourraient laisser croire que les directives du recensement n'ont pas été bien comprises.

Pour obtenir de plus amples renseignements sur le traitement et la classification, consultez [Parenteau \(2017\)](#).

Rapport technique sur la couverture

Tableau 7.2
Classification des personnes choisies, bases de sondage pour le Canada

Classification	Strates provinciales									
	Recensement de 2011		Omises		Naissances		Immigrants		Résidents non permanents	
	nombre	%	nombre	%	nombre	%	nombre	%	nombre	%
Total	53 663	100,0	4 745	100,0	4 026	100,0	2 958	100,0	2 480	100,0
Dénombrées	48 462	90,3	3 278	69,1	3 575	88,8	2 287	77,3	1 206	48,6
Listées	48 244	89,9	3 257	68,6	3 573	88,7	2 279	77,0	1 183	47,7
Non listées	218	0,4	21	0,4	2	0,0	8	0,3	23	0,9
Omises	2 906	5,4	710	15,0	290	7,2	339	11,5	576	23,2
Listées	416	0,8	81	1,7	42	1,0	31	1,0	39	1,6
Non listées	2 490	4,6	629	13,3	248	6,2	308	10,4	537	21,7
Hors cible	1 158	2,2	471	9,9	45	1,1	175	5,9	126	5,1
Listées	781	1,5	328	6,9	21	0,5	81	2,7	13	0,5
Non listées	377	0,7	143	3,0	24	0,6	94	3,2	113	4,6
Non-réponse	1 137	2,1	286	6,0	116	2,9	157	5,3	572	23,1
Dépistées non classifiées	196	0,4	55	1,2	24	0,6	11	0,4	71	2,9
Identifiées non dépistées	933	1,7	231	4,9	92	2,3	146	4,9	499	20,1
Non identifiées	8	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	2	0,1

Classification	Strates territoriales					
	Strate appariée		Strates non appariées		Total	
	nombre	%	nombre	%	nombre	%
Total	85 420	100,0	2 595	100,0	155 887	100,0
Dénombrées	85 420	100,0	655	25,2	144 883	92,9
Listées	85 420	100,0	628	24,2	144 584	92,7
Non listées	0	0,0	27	1,0	299	0,2
Omises	0	0,0	1 128	43,5	5 949	3,8
Listées	0	0,0	333	12,8	942	0,6
Non listées	0	0,0	795	30,6	5 007	3,2
Hors cible	0	0,0	371	14,3	2 346	1,5
Listées	0	0,0	264	10,2	1 488	1,0
Non listées	0	0,0	107	4,1	858	0,6
Non-réponse	0	0,0	441	17,0	2 709	1,7
Dépistées non classifiées	0	0,0	105	4,0	462	0,3
Identifiées non dépistées	0	0,0	336	12,9	2 237	1,4
Non identifiées	0	0,0	0	0,0	10	0,0

Source : Statistique Canada, Contre-vérification des dossiers de 2016.

7.3 Collecte

7.3.1 Environnement

Le personnel du bureau central d'Ottawa a travaillé étroitement avec le personnel de cinq bureaux régionaux (BR) de Statistique Canada pour recueillir les données à l'étape d'enquête de la CVD. Il s'agissait des bureaux régionaux de Halifax, Sherbrooke, Sturgeon Falls, Winnipeg et Edmonton. Les suggestions et recommandations formulées par les bureaux régionaux après la CVD de 2011 ont été prises en compte dans la conception et le déroulement de l'enquête de 2016. Le bureau central a fourni une application ITAO répondant aux besoins de l'enquête et conviviale pour les intervieweurs et les répondants.

Des échantillons ont été attribués aux bureaux régionaux en tentant de déterminer au mieux la résidence de la PC au cours de la période de collecte. Une fois un cas attribué à un bureau régional, il n'était jamais transféré à un autre BR, même s'il était déterminé que la PC avait déménagé hors de la région de collecte du BR. Le tableau 7.3.1 présente les régions de collecte du BR et le nombre de cas de l'enquête.

Tableau 7.3.1
Couverture géographique relevant des bureaux régionaux

Bureaux régionaux	Couverture	Nombre de cas
Total	Canada	15 584
Halifax	Terre-Neuve-et-Labrador, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse	2 707
Sherbrooke	Nouveau-Brunswick, Québec, Manitoba	3 148
Sturgeon Falls	Ontario, Saskatchewan	3 715
Winnipeg	Alberta, Yukon, Territoires du Nord-Ouest, Nunavut	3 691
Edmonton	Colombie-Britannique	2 323

Source : Statistique Canada, Contre-vérification des dossiers de 2016.

La taille de l'échantillon de la CVD était de 155 887 (la [section 7.1](#) décrit le plan de sondage). On a tenté de trouver ces cas dans la BDR-ECR au cours du traitement de précollecte. Les cas trouvés ont été classés comme « dénombrés » et n'ont pas eu à être envoyés en collecte. Cependant, un sous-échantillon de ces cas a été envoyé en collecte aux fins de calcul de l'ajustement pour la non-réponse (détaillé à la [section 7.4](#)). Les cas non trouvés dans la BDR-ECR ont été envoyés en collecte. Le nombre total de cas envoyés à la collecte (la taille de l'échantillon de la collecte) a été de 15 584 : 6 533 cas de sous-échantillons et 9 951 cas réguliers (non trouvés dans la BDR-ECR).

Le questionnaire de l'enquête de la CVD était disponible en trois versions : répondant (la PC répond pour elle-même), procuration (une personne interposée ou répondant substitut répond pour la PC) et décédé (pour les PC décédées avant le jour du recensement). Le contenu du questionnaire visait surtout à déterminer si la PC faisait partie du champ de l'enquête pour le recensement et à recueillir les adresses où la PC avait vécu (et donc où elle aurait pu être dénombrée) le jour du recensement ou à cette époque. Le nom et les données démographiques ont également été recueillis pour tous les membres du ménage en date du jour du recensement. Par définition, la collecte avait lieu par répondant substitut pour les PC âgées de moins de 18 ans ou les personnes présumées décédées. On a aussi eu recours à des répondants substituts lorsque la PC n'était pas disponible pendant la période de collecte ou lorsqu'elle était difficile à joindre. Globalement, 28 % des cas remplis l'ont été par un répondant substitut approprié.

Dans le cas des PC décédées, il était important d'établir si cette personne était décédée avant, après ou le jour du recensement, puisque différents questionnaires papier et cheminements de l'application ITAO étaient alors utilisés, selon la date du décès. Dans certains cas, il a été déterminé avant la collecte que la PC était décédée avant le jour du recensement (p. ex. en faisant correspondre des dossiers fiscaux et des statistiques de l'état civil). Ces cas n'ont alors pas été envoyés en collecte. Cependant, en cas de doute, le cas était envoyé avec un indicateur signalant que la PC était « présumée décédée ».

Il était impératif que la PC pertinente (ou un répondant substitut pour cette personne) soit interrogée. L'objectif de l'enquête de la CVD est d'utiliser les données recueillies sur les PC pour tenter de retrouver ces dernières dans la BDR-ECR et de les classer comme dénombrées, manquantes au recensement ou hors du champ de l'enquête. Si des données sont recueillies sur la mauvaise personne, la classification correspondante obtenue est incorrecte. Les intervieweurs étaient chargés de vérifier que la personne interrogée était la PC pertinente au début de l'interview et le système d'ITAO a été conçu à cette fin. Si une interview était effectuée avec une autre personne que la PC (p. ex. une personne au nom et à la date de naissance similaires), le cas était retourné au bureau régional pour être effectué auprès de la bonne personne.

Bien que la CVD de 2016 soit une enquête plurimodale, le principal mode de collecte de données était par interview téléphonique assistée par ordinateur (ITAO). L'application d'ITAO a été conçue à partir d'un grand nombre des normes fixées pour l'ensemble des questionnaires d'ITAO utilisés à Statistique Canada. L'application consistait en divers modules intégrés reliés à une application de dépistage. Les cas ont été attribués aux intervieweurs en fonction de la langue et des cas exigeant un dépistage ou non.

Le mode de collecte secondaire était l'autodénombrement. Des questionnaires papier dans les deux langues officielles étaient mis à disposition des PC contactées par téléphone et demandant un questionnaire papier. Le bureau central a envoyé aux PC non contactées par téléphone par les bureaux régionaux et ayant une adresse postale valide un questionnaire papier contenant les diverses versions du questionnaire, une lettre de présentation expliquant l'enquête et les instructions pour choisir le questionnaire pertinent. Les instructions indiquant comment remplir les questionnaires papier figuraient sur la première page des questionnaires.

Le troisième mode de collecte était l'enregistrement sur questionnaire papier des réponses des PC par des intervieweurs sur le terrain. Cela s'est déroulé au milieu de la collecte dans des villes de l'ensemble du Canada comptant de nombreux cas incomplets et où des intervieweurs étaient disponibles dans les bureaux régionaux.

La saisie des données des questionnaires papier a ensuite été effectuée au bureau central à l'aide de l'application d'ITAO. Une importante coordination a été nécessaire pour opérationnaliser un système séquentiel plurimodal de collecte comme la CVD.

7.3.2 Opérations

Avant la collecte (du 3 au 6 janvier), des lettres de présentation ont été envoyées par la poste à tous les cas ayant une adresse postale valide. Ces lettres expliquaient la CVD et indiquaient à la PC (ou le répondant substitut) qu'elle avait été sélectionnée pour l'enquête. Un numéro de téléphone était fourni pour toute question ou lorsque le répondant exprimait souhaiter appeler le bureau régional pour répondre à l'enquête.

Une nouveauté pour la CVD de 2016 a été l'ajout d'une activité « éclair » de précollecte, dans le cadre de laquelle des questionnaires papier ont été envoyés à tous les cas sans numéro de téléphone valides, mais disposant d'une adresse postale valide. Cette initiative a permis de réduire le fardeau de dépistage au début de la collecte. Ces questionnaires ont été envoyés par la poste entre les 9 et 13 janvier.

L'activité « éclair » au milieu de la collecte d'envoi par la poste des questionnaires papier à tous les cas incomplets ayant une adresse postale valide a eu lieu entre le 13 et le 20 avril. À ce moment de la collecte, tous les cas avaient été contactés (soit par appel téléphonique, tentative d'appel, dépistage ou tentative de dépistage); cette procédure a donc constitué un autre type de tentative de prise de contact avec les PC.

Les interviews sur le terrain ont eu lieu dans les villes comptant de nombreux cas incomplets et où des intervieweurs étaient disponibles dans les bureaux régionaux. Les interviews sur le terrain se sont déroulées entre le 17 mai et le 30 juin. Pour maximiser les réponses, un chevauchement important a été appliqué entre les cas faisant l'objet d'interviews sur le terrain et ceux faisant l'objet de l'activité « éclair » de milieu de collecte. Les interviews sur le terrain ont été envoyées près d'un mois après l'envoi par la poste des questionnaires de l'activité « éclair » et les cas de cette dernière ont été retirés des listes des intervieweurs sur le terrain à mesure qu'ils étaient effectués (soit par ITAO soit par questionnaire papier), afin que les répondants ne soient pas contactés deux fois.

Rapport technique sur la couverture

La collecte des données a commencé dans tous les bureaux régionaux le 16 janvier 2017. À l'exception du bureau de Winnipeg, le dernier jour de collecte active a été le 30 juin et le dernier jour de collecte passive (lorsque les bureaux régionaux n'effectuaient plus d'appels pour terminer des cas, mais pouvaient le faire par téléphone si un répondant les appelait) a été le 15 juillet. Pour Winnipeg, la collecte active s'est terminée le 31 juillet et la collecte passive, le 31 août. Le bureau de Winnipeg a bénéficié d'une période de collecte étendue pour améliorer son taux de réponse. Il nécessitait davantage de temps pour dépister les cas et y répondre, puisqu'il devait traiter tout l'échantillon territorial, livré dans le système d'ITAO après le début de la collecte (en mars). Un total de 12 787 cas ont été traités pendant la collecte active; 65 pendant la collecte passive et 7 autres après la fin de la collecte (questionnaires papier reçus après le 31 août).

Les données d'enquête ont été envoyées par voie électronique au bureau central de cinq bureaux régionaux chaque soir après la fin de la période d'interviews. Chaque matin, le bureau central analysait la qualité des données pour vérifier l'exhaustivité et l'exactitude de chaque cas. Les cas où des champs clés étaient restés vides ou renfermaient des données ambiguës, ou encore lorsque les données recueillies correspondaient à une autre personne que la PC, étaient réactivés et retournés aux bureaux régionaux aux fins de suivi. Vingt-six cas ont été ainsi réactivés au cours de la CVD de 2016. Les cas passant avec succès l'analyse de qualité des données étaient compilés en lots aux fins de traitement de la façon décrite à la [section 7.2.1](#).

La gestion de la qualité des activités de collecte comprenait la formation des gestionnaires régionaux de la collecte des données au bureau central, la surveillance de la formation des intervieweurs aux bureaux régionaux ainsi que la clarification de la formation et la discussion des questions particulières sur la qualité des données relatives aux cas terminés relevés par le bureau central. Un outil de communication fondé sur un système de billets a été utilisé pour centraliser et faciliter les communications entre le bureau central et les bureaux régionaux. Il permettait d'effectuer le suivi de toutes les questions ainsi que des problèmes et de veiller à ce qu'ils soient résolus rapidement. Les gestionnaires des bureaux régionaux ont attribué des ressources à l'enquête tout en respectant les besoins des autres enquêtes menées dans leur région. Les efforts soutenus afin d'interviewer les personnes ayant initialement refusé de participer à l'enquête ont permis d'améliorer les taux de réponse.

Le tableau 7.3.2 présente la répartition des cas que le bureau central a envoyés aux bureaux régionaux au fil du temps. La majorité des cas ont été envoyés au début de la collecte, le 16 janvier, et comprenaient des cas des bases de sondage du recensement, omis, relatifs aux naissances, aux immigrants et aux résidents non permanents. Les cas des bases de sondage territoriales ont été envoyés le 7 et le 14 mars. Le total corrigé représente le nombre de cas envoyés en collecte, à l'exception des cas supprimés de la collecte.

Tableau 7.3.2
Charge de travail des bureaux régionaux selon la date de l'envoi

Date de l'envoi en 2017	Bureaux régionaux					Total
	Halifax	Sherbrooke	Sturgeon Falls	Winnipeg	Edmonton	
16 janvier	2 799	3 289	3 860	1 831	2 351	14 130
7 février	8	14	20	5	16	63
10 février	0	1	0	0	0	1
7 mars	15	11	24	872	30	952
14 mars	2	4	8	1 157	12	1 183
25 mars	11	10	20	20	12	73
10 juillet	0	0	0	2	0	2
Nombre total de cas envoyés	2 835	3 329	3 932	3 887	2 421	16 404
Cas abandonnés par le bureau central ¹	128	181	217	196	98	820
Nombre total ajusté	2 707	3 148	3 715	3 691	2 323	15 584

1. On peut mettre fin à la collecte puisque la personne choisie a été classée par le traitement comme étant dénombrée ou hors champs.

Source : Statistique Canada, Contre-vérification des dossiers de 2016.

Le bureau central a créé des rapports de gestion détaillés chaque jour et chaque semaine pour documenter les progrès de la collecte. Ces rapports présentaient le nombre de cas recueillis et les taux de réponse par code de résultat, bureau régional et strate.

7.3.3 Dépistage

Le dépistage est le processus de recherche des coordonnées d'une PC ou d'un répondant substitut répondant pour une PC. Il s'agit d'une étape essentielle de l'enquête de la CVD. Puisque les besoins en dépistage de la CVD sont supérieurs à ceux de toutes les autres enquêtes de Statistique Canada, ses besoins déterminent l'élaboration de l'application de dépistage utilisée pour toutes les enquêtes sociales.

Dans le cadre de la préparation de l'échantillon, les cas ont été couplés aux données fiscales et à d'autres données administratives pour fournir des coordonnées à jour des PC et des membres de leur ménage. Dans certains cas, les données initiales de l'ITAO étaient désuètes ou incomplètes, si bien qu'un dépistage était nécessaire.

Le bureau central a fourni des indices de dépistage à l'aide de plusieurs fichiers administratifs volumineux (notamment des fichiers de données fiscales, d'Immigration, Réfugiés et Citoyenneté Canada, des statistiques de l'état civil et de données de téléphones cellulaires) contenant des noms et des adresses ou des numéros de téléphone. Ces indices ont été chargés dans l'application de dépistage de l'ITAO avant la collecte et d'autres indices ont été envoyés aux bureaux régionaux à mesure de leur découverte lors du traitement au cours de la période de collecte.

Le dépistage a eu lieu pour les PC et les membres de leur ménage et a été étendu en dehors du Canada (des appels pouvaient être effectués et des messages envoyés à l'international). Les intervieweurs ont utilisé divers outils de dépistage; les plus populaires étant des recherches sur Internet avec Canada411.ca™ et Google ainsi que les renseignements disponibles au public sur des sites de médias sociaux.

Au début de la collecte des données, seuls 3,4 % des cas présentaient des coordonnées insuffisantes et devaient faire l'objet d'un dépistage. Du fait de la qualité et de la quantité des sources de dépistage mis à disposition par le bureau central, des numéros de téléphone fournis par le bureau central ont été utilisés pour 70 % des cas traités. Pour les 30 % restants, de nouveaux numéros de téléphone trouvés grâce aux efforts de dépistage des bureaux régionaux ont été utilisés.

7.3.4 Statistiques de collecte

De nombreuses statistiques ont fait l'objet d'une surveillance tout au long de la période de collecte de données et ont été analysées après la fin de la collecte.

Sur les 12 787 cas traités, 94,8 % l'ont été à l'aide du système d'ITAO : 91,3 % pour lesquels le bureau régional a contacté le répondant par téléphone et 3,5 % pour lesquels le répondant a contacté le bureau régional par téléphone. Les 5,2 % restants ont été traités par questionnaire papier : 2,5 % pour lesquels le répondant a demandé un questionnaire papier, 2,2 % pour lesquels le bureau central a envoyé par la poste le questionnaire et 0,5 % pour lesquels un intervieweur sur le terrain a rempli le questionnaire.

Le tableau 7.3.4.1 présente les taux d'achèvement provinciaux et territoriaux par type d'échantillon (régulier ou sous-échantillon d'ajustement pour la non-réponse). Le tableau montre ainsi que les taux d'achèvement étaient supérieurs pour les cas du sous-échantillon. On s'attendait à cela, puisque ces répondants avaient déjà démontré leur propension à répondre en remplissant leur questionnaire du recensement.

Rapport technique sur la couverture

Tableau 7.3.4.1

Nombre de cas terminés, et taux d'achèvement selon le type d'échantillon, Canada, provinces et territoires

Provinces et territoires	Échantillon régulier			Échantillon pour l'ajustement de la non-réponse		
	Nombre de cas envoyés	Nombre de cas terminés	Taux d'achèvement (%)	Nombre de cas envoyés	Nombre de cas terminés	Taux d'achèvement (%)
Canada	9 305	6 921	74,4	6 279	5 866	93,4
Terre-Neuve-et-Labrador	433	322	74,4	428	383	89,5
Île-du-Prince-Édouard	454	316	69,6	377	339	89,9
Nouvelle-Écosse	584	419	71,7	541	508	93,9
Nouveau-Brunswick	388	315	81,2	441	417	94,6
Québec	608	475	78,1	594	579	97,5
Ontario	1 415	1 052	74,3	800	760	95,0
Manitoba	609	468	76,8	555	528	95,1
Saskatchewan	758	590	77,8	547	525	96,0
Alberta	996	721	72,4	606	541	89,3
Colombie-Britannique	1 541	1 144	74,2	735	699	95,1
Yukon	444	325	73,2	208	191	91,8
Territoires du Nord-Ouest	450	349	77,6	211	195	92,4
Nunavut	527	387	73,4	218	187	85,8
RNP-CA ¹	98	38	38,8	18	14	77,8

Provinces et territoires	Total		
	Nombre de cas envoyés	Nombre de cas terminés	Taux d'achèvement (%)
Canada	15 584	12 787	82,1
Terre-Neuve-et-Labrador	861	705	81,9
Île-du-Prince-Édouard	831	655	78,8
Nouvelle-Écosse	1 125	927	82,4
Nouveau-Brunswick	829	732	88,3
Québec	1 202	1 054	87,7
Ontario	2 215	1 812	81,8
Manitoba	1 164	996	85,6
Saskatchewan	1 305	1 115	85,4
Alberta	1 602	1 262	78,8
Colombie-Britannique	2 276	1 843	81,0
Yukon	652	516	79,1
Territoires du Nord-Ouest	661	544	82,3
Nunavut	745	574	77,0
RNP-CA ¹	116	52	44,8

1. Résidents non permanents - Canada (permis ouvert).

Source : Statistique Canada, Contre-vérification des dossiers de 2016.

Rapport technique sur la couverture

Le tableau 7.3.4.2 indique les taux d'achèvement par base de sondage et type d'échantillon. Le faible taux de la base de sondage des résidents non permanents (RNP) était largement dû aux permis arrivant à expiration avant la collecte : 41 % possédaient un permis arrivant à expiration avant le début de la collecte et 15 %, pendant la collecte. De plus, du fait de la nature passagère des résidents non permanents en général, il est souvent difficile de trouver ces PC ou un répondant substitut adéquat. Cependant, le taux d'achèvement pour la base de sondage des RNP s'est amélioré, passant de 55,2 % en 2011 à 68,5 % en 2016.

Tableau 7.3.4.2

Nombre de cas terminés et taux d'achèvement, selon la base de sondage et le type d'échantillon, Canada

Bases de sondage	Échantillon régulier			Échantillon pour l'ajustement de la non-réponse		
	Nombre de cas envoyés	Nombre de cas terminés	Taux d'achèvement (%)	Nombre de cas envoyés	Nombre de cas terminés	Taux d'achèvement (%)
Total	9 305	6 921	74,4	6 279	5 866	93,4
Recensement de 2011	4 558	3 492	76,6	4 430	4 185	94,5
Omis	1 104	877	79,4	415	378	91,1
Naissances	395	304	77,0	194	184	94,8
Immigrants	578	431	74,6	137	128	93,4
Résidents non permanents	1 249	756	60,5	466	418	89,7
Yukon	444	325	73,2	208	191	91,8
Territoires du Nord-Ouest	450	349	77,6	211	195	92,4
Nunavut	527	387	73,4	218	187	85,8

Bases de sondage	Total		
	Nombre de cas envoyés	Nombre de cas terminés	Taux d'achèvement (%)
Total	15 584	12 787	82,1
Recensement de 2011	8 988	7 677	85,4
Omis	1 519	1 255	82,6
Naissances	589	488	82,9
Immigrants	715	559	78,2
Résidents non permanents	1 715	1 174	68,5
Yukon	652	516	79,1
Territoires du Nord-Ouest	661	544	82,3
Nunavut	745	574	77,0

Source : Statistique Canada, Contre-vérification des dossiers de 2016.

Le tableau 7.3.4.3 présente les taux d'achèvement par sexe et tranche d'âge. Le taux d'achèvement le plus bas correspondait aux hommes âgés de 30 à 44 ans, suivi des femmes de la même catégorie d'âge. Les taux d'achèvement les plus élevés correspondaient aux femmes âgées de 45 ans et plus, suivies des deux sexes âgés de 0 à 19 ans.

Rapport technique sur la couverture

Tableau 7.3.4.3

Nombre de cas terminés et taux d'achèvement, selon le sexe et le groupe d'âge, Canada

Sexe et groupes d'âge	Échantillon régulier			Échantillon pour l'ajustement de la non-réponse		
	Nombre de cas envoyés	Nombre de cas terminés	Taux d'achèvement (%)	Nombre de cas envoyés	Nombre de cas terminés	Taux d'achèvement (%)
Les deux sexes	9 301	6 921	74,4	6 279	5 866	93,4
0 à 19 ans	1 077	839	77,9	804	762	94,8
20 à 29 ans	2 084	1 529	73,4	1 475	1 392	94,4
30 à 44 ans	3 808	2 739	71,9	2 216	2 025	91,4
45 ans et plus	2 332	1 814	77,8	1 784	1 687	94,6
Hommes	5 429	3 997	73,6	3 121	2 918	93,5
0 à 19 ans	590	459	77,8	390	376	96,4
20 à 29 ans	1 138	835	73,4	757	709	93,7
30 à 44 ans	2 306	1 649	71,5	1 105	1 017	92,0
45 ans et plus	1 395	1 054	75,6	869	816	93,9
Femmes	3 872	2 924	75,5	3 158	2 948	93,4
0 à 19 ans	487	380	78,0	414	386	93,2
20 à 29 ans	946	694	73,4	718	683	95,1
30 à 44 ans	1 502	1 090	72,6	1 111	1 008	90,7
45 ans et plus	937	760	81,1	915	871	95,2

Sexe et groupes d'âge	Total		
	Nombre de cas envoyés	Nombre de cas terminés	Taux d'achèvement (%)
Les deux sexes	15 580	12 787	82,1
0 à 19 ans	1 881	1 601	85,1
20 à 29 ans	3 559	2 921	82,1
30 à 44 ans	6 024	4 764	79,1
45 ans et plus	4 116	3 501	85,1
Hommes	8 550	6 915	80,9
0 à 19 ans	980	835	85,2
20 à 29 ans	1 895	1 544	81,5
30 à 44 ans	3 411	2 666	78,2
45 ans et plus	2 264	1 870	82,6
Femmes	7 030	5 872	83,5
0 à 19 ans	901	766	85,0
20 à 29 ans	1 664	1 377	82,8
30 à 44 ans	2 613	2 098	80,3
45 ans et plus	1 852	1 631	88,1

Note : Ce tableau exclut quatre cas pour lesquels le sexe était inconnu.

Source : Statistique Canada, Contre-vérification des dossiers de 2016.

7.4 Estimation

L'estimation de la CVD s'est divisée en deux parties. D'abord, on a effectué la pondération des personnes choisies (PC), puis on a calculé le sous-dénombrement du recensement. La pondération est le processus comprenant la détermination des poids d'échantillonnage initiaux des PC ainsi que tous les ajustements subséquents effectués à ces poids initiaux menant à la création des poids finaux des PC. La pondération comprend plusieurs étapes qui sont décrites aux [sections 7.4.1 à 7.4.5](#). La méthodologie du calcul du sous-dénombrement du recensement est décrite à la [section 7.4.7](#).

7.4.1 Calcul du poids initial

Le poids initial d'une PC de la base des personnes omises de 2011 correspond au poids final qui lui a été attribué lors de la CVD de 2011 au moment où la PC a été classée comme « omise ». Pour les PC des autres bases de sondage, les poids initiaux ont été attribués en fonction de l'inverse des probabilités de sélection dans l'échantillon.

7.4.2 Rajustement pour la non-réponse

Pour réduire les biais statistiques, les poids initiaux des répondants devaient être rajustés pour tenir compte de la non-réponse. Le poids des personnes pour lesquelles une classification n'a pu être établie (les non-répondants) a été redistribué parmi les personnes pour lesquelles une classification a été établie (les répondants). Il existe trois types de non-réponse. Il y a d'abord les personnes non identifiées (seulement 10 PC). Les poids initiaux des personnes non identifiées sont transférés aux personnes identifiées dans chaque strate d'échantillonnage.

Le deuxième type de non-réponse concerne les personnes non dépistées (2 237 PC). L'ajustement consiste à former des groupes homogènes de réponse (GHR) parmi les personnes non listées (les personnes listées étant les personnes classifiées sans l'aide de la collecte de la CVD) et de transférer les poids des personnes non dépistées aux personnes dépistées non listées à l'intérieur des GHR. La méthodologie de formation des GHR de la CVD de 2016 a été modifiée par rapport à celle des CVD précédentes. Pour les CVD de 2001, de 2006 et de 2011, les GHR ont été formés à partir du concept de mobilité (mobile et non mobile) et les facteurs d'ajustement dépendaient de la propension à répondre d'un sous-échantillon de personnes listées non mobiles. À la CVD de 2016, le concept de mobilité et le sous-échantillon n'ont pas été utilisés pour l'ajustement des personnes non dépistées.

La première étape de la création des GHR consiste à rassembler les personnes non listées en groupes principaux d'après leur propension estimée à être dans la population cible. Les groupes ont été formés en fonction de l'analyse de la corrélation entre plusieurs indicateurs fiscaux, notamment ceux pour 2015 et 2016, et la classification finale des personnes dépistées non listées. Jusqu'à six groupes principaux ont été créés selon la base de sondage. Ces groupes principaux sont aussi fortement corrélés à la propension à répondre. La deuxième étape de la création des GHR consiste à grouper les personnes non listées selon leur propension à répondre dans chacun des domaines, où un domaine est défini par le croisement d'une base de sondage avec un groupe principal. Dans chaque domaine, l'analyse de la propension à répondre a été faite au moyen d'un modèle de régression logistique à l'échelle nationale (ainsi que régionale quand les données le permettaient) et de l'analyse de tableaux de fréquences croisées à plusieurs niveaux. Dans le cas des modèles, plusieurs variables auxiliaires disponibles tant pour les personnes dépistées que non dépistées ont été utilisées, à savoir les variables disponibles dans les bases de sondage (p. ex. âge, sexe, relation avec les autres membres du ménage, pays d'origine et type de résident non permanent), les variables disponibles dans les données fiscales pour les personnes liées (p. ex. présence ou non dans certains fichiers, fréquence de changement d'adresse depuis 2011 et type d'adresse), les variables reliées aux renseignements relatifs aux coordonnées (p. ex. nombre et sources de numéros de téléphone, disponibilité d'une adresse et lien de la dernière adresse connue avec le recensement de 2016) ainsi que quelques autres variables. Ainsi, les variables auxiliaires significativement corrélées avec la propension à répondre ont été déterminées et utilisées pour former les GHR. Dans la plupart des domaines, les GHR ont été formés à l'intérieur de la province ou du territoire de sélection. Ainsi, l'ajustement consistait à transférer le poids des personnes non dépistées aux personnes dépistées non listées à l'intérieur de chaque GHR.

Le troisième ajustement pour la non-réponse est celui des personnes non classifiées. Une personne non classifiée est une personne qui avait sa résidence principale dans une province ou un territoire donné le jour du recensement (donc dans la population cible du recensement), mais dont on ne sait pas avec certitude si elle a été omise ou dénombrée. Suivant le même principe que pour les personnes non dépistées, des groupes homogènes de personnes classifiées ont été formés à l'intérieur de chaque base de sondage et province de classification. L'ajustement consistait à transférer le poids des personnes non classifiées aux personnes classifiées non listées à l'intérieur de chaque groupe homogène.

7.4.3 Calage des poids de la base du Recensement de 2011

Dans le cas de la base du Recensement de 2011, un calage aux personnes dénombrées et aux personnes décédées a été effectué afin d'ajuster dans le cas où un échantillon provincial contiendrait trop ou trop peu de personnes dénombrées ou décédées. Ce calage est une nouveauté pour la CVD de 2016. Plusieurs couplages de la base du Recensement de 2011 ont été effectués afin de définir des groupes de calage et des totaux de contrôle. D'abord, un couplage automatisé déterministe appliqué aux fichiers de mortalité des statistiques de l'état civil a permis de déterminer les totaux de contrôle par province pour le groupe de calage des personnes décédées. Ensuite, un couplage automatisé déterministe appliqué à la BDR-ECR de 2016 a permis de déterminer les totaux de contrôle par province pour le groupe de calage des personnes dénombrées. Puis, une mise à jour des renseignements provenant des données fiscales a été effectuée pour les personnes liées à ces données à la suite du couplage automatisé déterministe effectué avant la stratification de cette base. Cela a permis de former trois autres groupes de calage selon le statut des personnes dans les données fiscales et d'obtenir les totaux de contrôle pour ces groupes. De même, la province de résidence la plus récente indiquée dans les données fiscales a servi à définir la province de calage. En tout, 50 groupes de calage ont été formés (cinq dans chaque province) et 50 totaux de contrôle ont été calculés. Le calage a été effectué à l'aide d'une méthode de ratissage aux marges en utilisant les 50 totaux de contrôle décrit ci-dessus pour la première marge, de même que 36 groupes de calage selon l'âge et le sexe comme deuxième marge. Pour ce faire, le système généralisé d'estimation (G-Est) de Statistique Canada a été utilisé.

7.4.4 Rajustement par post-stratification pour les territoires

Après avoir rajusté les poids initiaux, on a observé que l'estimation de personnes dénombrées dans les territoires était traditionnellement inférieure au chiffre comparable du recensement. Cette situation est attribuable à une sous-couverture de la population cible du recensement dans les fichiers d'assurance santé. Pour pallier cette sous-couverture, les poids des PC sélectionnées dans les territoires ont été rajustés afin que l'estimation du nombre de personnes dénombrées égale le chiffre comparable du recensement pour ce territoire. Les ajustements ont été effectués pour six groupes de calage (selon l'âge et le sexe) dans chaque territoire. Lors des CVD précédentes, il y avait un seul groupe de calage par territoire.

7.4.5 Ajustement pour le surdénombrement dans la base du Recensement de 2011

Les poids des PC de la base du Recensement de 2011 qui ont été dénombrées plus d'une fois en 2011 ont pour leur part été rajustés à la baisse pour tenir compte du fait que ces personnes avaient plus d'une chance d'être sélectionnées.

7.4.6 Distribution pondérée selon la classification

Le tableau 7.4.6 présente la distribution pondérée des PC selon la classification et la base de sondage. On rappelle les définitions données à la [section 7.2](#). Seules les PC trouvées dans la base de données de la BDR-ECR ont été classées comme « dénombrées ». Les personnes de la population cible qui ne sont pas dans la BRD-ECR ont été classées comme « omises ». Les PC restantes ont été classées comme « hors champ » (p. ex. décédées ou émigrées).

Rapport technique sur la couverture

Tableau 7.4.6
Classification pondérée des personnes choisies, bases de sondage pour le Canada

Classification	Strates provinciales									
	Recensement de 2011		Omises de 2011		Naissances		Immigrants		Résidents non permanents	
	nombre	%	nombre	%	nombre	%	nombre	%	nombre	%
Total	31 290 865	100,0	2 807 753	100,0	1 895 007	100,0	1 094 930	100,0	668 685	100,0
Dénombrées	27 950 130	89,3	1 885 586	67,2	1 731 465	91,4	837 599	76,5	330 735	49,5
Listées	27 776 637	88,8	1 872 192	66,7	1 729 645	91,3	832 592	76,0	316 387	47,3
Non listées	173 493	0,6	13 394	0,5	1 820	0,1	5 007	0,5	14 349	2,1
Omises	1 721 477	5,5	554 838	19,8	125 932	6,6	159 895	14,6	271 952	40,7
Listées	212 428	0,7	46 563	1,7	20 207	1,1	9 920	0,9	9 856	1,5
Non listées	1 509 049	4,8	508 275	18,1	105 725	5,6	149 975	13,7	262 096	39,2
Hors champ	1 619 258	5,2	367 329	13,1	37 610	2,0	97 436	8,9	65 998	9,9
Listées	1 252 754	4,0	224 800	8,0	8 963	0,5	34 087	3,1	4 389	0,7
Non listées	366 504	1,2	142 529	5,1	28 647	1,5	63 349	5,8	61 609	9,2

Classification	Strates territoriales			
	Bases des territoires		Total	
	nombre	%	nombre	%
Total	128 008	100,0	37 885 248	100,0
Dénombrées	98 275	76,8	32 833 790	86,7
Listées	97 772	76,4	32 625 224	86,1
Non listées	503	0,4	208 566	0,6
Omises	21 565	16,8	2 855 660	7,5
Listées	4 785	3,7	303 759	0,8
Non listées	16 780	13,1	2 551 901	6,7
Hors champ	8 168	6,4	2 195 798	5,8
Listées	6 126	4,8	1 531 119	4,0
Non listées	2 042	1,6	664 679	1,8

Source : Statistique Canada, Contre-vérification des dossiers de 2016.

7.4.7 Calcul du sous-dénombrement du recensement

Définissons maintenant que :

- C = chiffre publié du recensement du nombre de personnes dans la population cible
- \hat{S} = estimation du sous-dénombrement
- = estimation du nombre de personnes non incluses en C mais qui auraient dû l'être

Rapport technique sur la couverture

- \hat{M} = estimation du nombre de personnes de la population visée par la CVD qui n'ont pas été dénombrées
- = somme du poids final des personnes considérées comme omises
- X = nombre de personnes incluses en C qui ne peuvent pas, dans le cadre de la CVD, être déterminées avec certitude comme des personnes dénombrées.

On estime le sous-dénombrement de la population du recensement par le nombre (pondéré) de personnes omises moins le nombre de personnes exclues de la BDR-ECR :

$$\hat{S} = \hat{M} - X$$

X a trois composantes : les imputations (provenant des IME de l'ECL), les dénombrements incomplets et les dénombrements tardifs.

L'adresse de la PC le jour du recensement désigne un logement pour lequel un dénombrement a été imputé. C'est le cas, notamment, des logements non répondants pour lesquels les données d'un autre logement ont été utilisées dans le cadre de l'IME.

Certains dénombrements figurant dans la base de données du recensement ont été jugés trop peu complets pour être utilisés aux fins de la CVD afin de déterminer si une PC était une personne dénombrée. Le dénombrement est généralement incomplet en pareil cas à cause de données manquantes ou non valides en ce qui a trait à la date de naissance ou au nom (p. ex. « ? », « M. », « Inconnu » ou « Personne 1 »). Lorsque la PC a fait l'objet d'un tel dénombrement, elle est considérée comme une personne « omise ». C'est ce qu'on appelle un « dénombrement incomplet de la CVD ».

Le Recensement de 2016 a donné lieu à deux nouveaux types de dénombrements incomplets. D'abord, il y a l'imputation des données de personnes vivant dans certains types de logements collectifs (p. ex. motels, hôtels et terrains de camping), car dans ces logements collectifs, seul le nombre de résidents habituels a été recueilli au recensement (pas de noms ni de dates de naissance). Puis, en raison des feux de forêt en Alberta durant le recensement, les renseignements des personnes pour certains logements de la subdivision de recensement de Wood Buffalo ont été dérivés de données administratives. Afin d'évaluer correctement les erreurs de couverture, ces enregistrements ont dû être considérés comme des dénombrements incomplets.

En 2016, les dénombrements tardifs se sont limités aux personnes dénombrées dans un seul logement (collectif au Québec), car ces personnes n'apparaissaient pas dans la BDR du recensement de laquelle les données ont été extraites en vue de la création de la base de données des études sur la couverture du recensement.

À l'échelle nationale, X représente un peu moins de la moitié de \hat{M} . La valeur de X a diminué par rapport à 2011 en raison d'une réduction du nombre de personnes imputées dans le cadre de l'IME et de la quasi-élimination des dénombrements tardifs. Le nombre de dénombrements incomplets est semblable à celui de 2011, malgré l'ajout de deux nouveaux types de dénombrements incomplets.

Le tableau 7.4.7 présente les chiffres nationaux des différentes composantes de l'estimation du sous-dénombrement de la population, notamment les chiffres pour les trois composantes du terme X .

Tableau 7.4.7

Composantes de l'estimation du sous-dénombrement de la population pour le Canada

Composantes ¹	Nombre de personnes
Estimation de M	2 855 660
X total	1 298 599
X du nombre de personnes imputées	737 936
X des dénombrements tardifs	521
X des dénombrements incomplets selon la CVD	560 142
Estimation de S	1 557 061

1. M : nombre de personnes de la population visée par la CVD qui n'ont pas été dénombrées;

X : nombre de personnes qui sont incluses dans le chiffre publié du recensement mais qui ne peuvent pas être identifiées avec certitude dans le cadre de la CVD en tant que personnes dénombrées;

CVD : contre-vérification des dossiers;

S : sous-dénombrement.

Source : Statistique Canada, Études de couverture du Recensement de 2016.

Enfin, le calcul de la variance des estimations du sous-dénombrement est le suivant :

$$v(\hat{S}) = v(\hat{M} - X) = v(\hat{M})$$

$v(\hat{M})$ = estimation de la variance de \hat{M} selon le plan de la CVD.

Le calcul de la variance a été fait à l'aide de la méthode classique du rééchantillonnage bootstrap. Pour ce faire, des poids de 500 répliques bootstrap ont été produits.

8. Étude sur le surdénombrement du recensement (ESR)

8.1 Aperçu et méthodologie

Avant 2006, le niveau de surdénombrement causé par le dédoublement des individus au recensement a été mesuré par trois études, chacune couvrant une partie du surdénombrement : l'Étude par appariement automatisé (EAA), l'Étude sur les logements collectifs (ELC) et la Contre-vérification des dossiers (CVD). Depuis 2006, les prénoms et noms ont été inclus à la base de données des réponses au recensement⁷ et le surdénombrement est désormais mesuré par une simple étude : l'étude sur le surdénombrement du recensement (ESR). Ainsi, la CVD n'est plus utilisée pour mesurer le surdénombrement et l'ELC a été abandonnée. L'EAA est toujours menée à des fins d'évaluation.

Comme c'était le cas pour les deux études sur le surdénombrement de 2006 et 2011, l'ESR de 2016 s'est basée sur une série d'opérations de couplage d'enregistrements probabiliste et de vérifications manuelles de paires de cas potentiels de surdénombrement. Ces opérations de couplage d'enregistrements nécessitaient également l'utilisation de certains fichiers de données administratives.

Pour alléger la lecture du reste de cette section, une paire de cas potentiels de surdénombrement est appelée une **paire** et une paire confirmée comme étant la même personne est appelée un **doublon**.

L'ESR de 2016 est une étude statistique dans le cadre de laquelle le surdénombrement a été estimé au moyen d'un échantillon probabiliste tiré d'une base de sondage des cas potentiels de surdénombrement. L'ESR fait intervenir toutes les étapes existant dans une étude statistique :

- construction d'une base de sondage;
- sélection de l'échantillon;
- collecte des données;
- traitement et vérification des données recueillies;
- pondération et estimation;
- analyse.

Cependant, l'ESR diffère d'une enquête statistique pour les raisons suivantes :

- la base de sondage est construite au moyen d'opérations successives de couplage probabiliste et déterministe d'enregistrements;
- la collecte est fondée sur la vérification manuelle des paires d'enregistrements échantillonnées et ne fait pas intervenir de répondants.

La méthodologie de l'ESR pour estimer le surdénombrement de 2016 s'est basée sur l'appariement de personnes sans restrictions géographiques, alors que l'EAA⁸ s'est basée sur l'appariement de ménages privés situés dans la même région géographique. L'ESR de 2016 a utilisé fait que la Base de données des réponses du Recensement (BDR) de 2016 contenait les noms et prénoms des répondants sous forme de deux variables distinctes. Cela a permis de produire une estimation plus précise du surdénombrement dû à des personnes dénombrées plusieurs fois dans la base de données du recensement. L'ESR a eu recours à des méthodes d'appariement automatisées et de vérification manuelle. Elle a inclus les personnes vivant dans des logements collectifs et n'imposait pas de restrictions géographiques comme celles de l'EAA.

7. En 2006, le nom complet (nom et prénom) était enregistré dans une seule variable, tandis qu'en 2011 et 2016, le nom et le prénom ont été enregistrés dans deux variables distinctes.

8. Pour des descriptions détaillées de la méthodologie de l'EAA, voir le [Rapport technique du recensement de 2001 sur la couverture](#), produit n° 92-394-XIF au catalogue.

La base de données de recensement utilisée pour l'ESR était la même que celle utilisée pour la CVD : la BDR-ECR. Par souci de simplicité, on appelle ici cette dernière la BDR.

Comme en 2006 et en 2011, la base de sondage de l'ESR de 2016 a été créée en plusieurs étapes. La première étape a été un couplage d'enregistrements probabiliste interne dans le cadre duquel toute la BDR a été couplée à elle-même. La deuxième étape a été un couplage d'enregistrements probabiliste interne dans le cadre duquel toute la BDR a été couplée à une base de sondage administrative (ADMIN) créée à partir de la Base statistique de données démographiques canadiennes (BSDDC). La BSDDC est une base de données administratives créée à partir de multiples sources de données administratives utilisées dans le cadre du programme du recensement.

Ces deux couplages d'enregistrements probabilistes ont été effectués avec G-Coup 3.2, le système de couplage d'enregistrements probabiliste conçu à Statistique Canada utilisant la méthodologie Fellegi-Sunter pour résoudre des problèmes de couplage de fichiers volumineux lorsqu'aucun identificateur direct n'est commun aux deux sources ([Fellegi et Sunter 1969](#)).

8.2 Création de la base de sondage

L'ESR commence par la création d'une base de sondage des cas potentiels de surdénombrement à l'aide d'un couplage probabiliste et déterministe d'enregistrements. Ce travail comprend les quatre phases suivantes :

1. un couplage d'enregistrements probabiliste entre la BDR et elle-même;
2. un couplage d'enregistrements probabiliste entre la BDR et l'ADMIN;
3. l'extension de la base de sondage fondée sur les ménages;
4. Un supplément de base de sondage : un surdénombrement potentiel supplémentaire relevé au cours de l'évaluation du prototype de la BSDDC.

8.2.1 Fichiers en entrée pour la création de la base de sondage de l'ESR

La BDR contenait un peu moins de 34 millions d'enregistrements et comprenait les réponses des personnes vivant dans des logements privés et collectifs. Elle contenait les noms (y compris les prénoms et noms de famille), des données démographiques (y compris la date de naissance et le sexe) et des données géographiques (y compris la province ou le territoire et le code postal). L'ADMIN, extraite de la BSDDC, contenait plus de 48 millions d'enregistrements. Comme en 2011, l'ADMIN incluait les noms (prénoms et noms de famille), des données démographiques (y compris la date de naissance et le sexe) et des données géographiques (y compris la province ou le territoire et le code postal).

La BSDDC de laquelle l'ADMIN a été tirée a été créée à partir de multiples fichiers de données administratives. Ces derniers comprenaient des fichiers de données fiscales fournis par l'Agence du revenu du Canada, des fichiers relatifs aux immigrants permanents et aux résidents non permanents fournis par Immigration, Réfugiés et Citoyenneté Canada, des enregistrements de naissance de fichiers de statistiques de l'état civil fournis par la Statistique de l'état civil, le Système national d'acheminement ainsi que le Registre des Indiens fourni par Affaires autochtones et du Nord Canada.

Les enregistrements des personnes classées comme vivant dans l'un des trois territoires selon la BSDDC ont été remplacés par les données de fichiers sur les soins de santé territoriaux utilisés comme base de sondage pour la CVD, car on a pensé qu'ils fournissaient une meilleure couverture des personnes vivant dans les territoires.

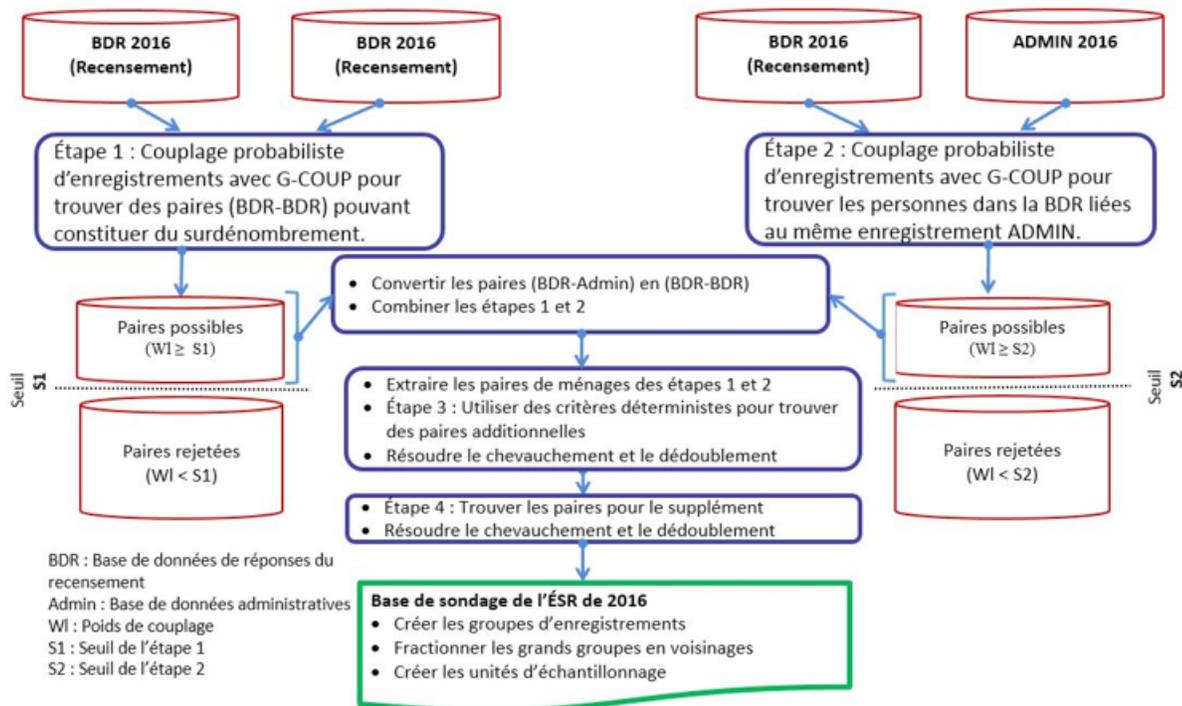
Les variables d'appariement suivantes ont été utilisées dans les deux couplages BDR-BDR et BDR-ADMIN :

- noms : variables de prénoms et de noms de famille;
- données démographiques : variables de dates de naissance et de sexe;
- données géographiques : variables de province ou territoire et code postal.

8.2.2 Étapes de création de la base de sondage de l'ESR

La base de sondage de l'ESR comprenait toutes les paires formant les cas de surdénombrement potentiel produits par G-Coup à la suite des étapes 1 et 2 et ceux relevés par l'extension. Elle incluait également les paires d'enregistrements relevées par le supplément. La création de la base de sondage de l'ESR est illustrée à la figure 8.2.2 ci-dessous :

Figure 8.2.2
Construction de la base de sondage de l'Étude sur le surdénombrement du Recensement de 2016 (ESR)



Source : Statistique Canada, Étude sur le surdénombrement du Recensement de 2016

8.2.3 Étape 1 : couplage probabiliste BDR-BDR

L'objectif de l'étape 1 était de mesurer le surdénombrement des personnes dans la BDR. Pour optimiser le couplage d'enregistrements, des catégories de fréquence de nom provinciales et territoriales ont été créées afin de comparer les prénoms et les noms de famille. On a utilisé les catégories de fréquence comme niveaux de résultats dans les règles de concordance de noms dans G-Coup 3.2.

Ce processus d'appariement se basait sur la série d'opérations suivantes :

- création de paires d'enregistrements BDR-BDR potentielles en appliquant des critères de sélection;
- calcul des fréquences de noms (pour les noms de famille et les prénoms) au sein de chaque province et territoire;
- création des catégories de fréquence de noms;
- comparaison des enregistrements pour les paires potentielles en appliquant des règles de concordance;
- calcul des poids des résultats de l'application des règles, au moyen de l'algorithme EM;
- établissement de seuils provinciaux et territoriaux;
- sélection de paires dont le poids était supérieur aux seuils.

De l'étape 1, un ensemble couplé de 4 254 360 paires potentielles a été créé.

8.2.4 Étape 2 : couplage probabiliste BDR-ADMIN

L'objectif de l'étape 2 était de relever le surdénombrement potentiel supplémentaire non capturé par le couplage de l'étape 1. Des paires d'enregistrements de la BDR ont été créées à partir de groupes de multiples enregistrements de la BDR couplés aux mêmes enregistrements d'ADMIN. Ce processus d'appariement a déterminé des paires pour lesquelles des erreurs de nom ou de date de naissance étaient telles que le couplage BDR-BDR ne pouvait pas les apparier lors d'une comparaison directe. Il a également permis de repérer les pseudo-doublons, c.-à-d. des enregistrements de la BDR et de l'ADMIN concordant pour de nombreuses variables d'appariement avec un poids d'appariement élevé, mais qui, en réalité, représentaient des personnes différentes. On a par conséquent procédé à un nettoyage des paires BDR-BDR dérivées des paires BDR-ADMIN.

La deuxième étape consistait en la séquence d'opérations suivante :

- création de paires potentielles BDR-ADMIN en appliquant des critères de sélection;
- calcul des fréquences de noms au sein de chaque province et territoire;
- création des catégories de fréquence de noms;
- comparaison des enregistrements pour les paires potentielles en appliquant des règles de concordance;
- calcul des poids des résultats de l'application des règles, au moyen de l'algorithme EM;
- établissement de seuils provinciaux et territoriaux;
- sélection de paires dont le poids était supérieur au seuil;
- création de paires BDR-BDR à partir de l'ensemble de paires BDR-ADMIN supérieures aux seuils;
- suppression des paires déjà relevées par le couplage de la première étape;
- vérification et nettoyage des paires BDR-BDR dérivées des paires BDR-ADMIN pour réduire les pseudo-doublons.

Le couplage BDR-ADMIN a relevé 930 120 paires supplémentaires qui ont été ajoutées à l'ensemble de paires potentielles.

8.2.5 Étape 3 : extension de la base de sondage fondée sur les ménages

L'extension de la base de sondage a pour objectif de relever un surdénombrement supplémentaire au sein des ménages présentant des cas potentiels de surdénombrement provenant des étapes 1 ou 2. Cette phase a entraîné la création de paires d'enregistrements BDR-BDR supplémentaires, produites en deux étapes.

Premièrement, une paire de ménages a été produite pour chaque paire de personnes BDR-BDR créée à l'étape 1 ou 2 en y ajoutant les autres membres du ménage. Ensuite, à l'aide des variables de sexe et de date de naissance, de nouvelles paires BDR-BDR ont été relevées en comparant les personnes présentes dans la paire de ménages. Des règles de comparaison ont été appliquées pour relever les paires pouvant représenter des cas de surdénombrement. L'extension de base de sondage comprenait des paires de deux ménages privés ou des paires au sein desquelles une personne d'un ménage privé était couplée à une personne d'un logement collectif. On a exclu les paires pour lesquelles les deux enregistrements provenaient de logements collectifs.

Comme pour les paires BDR-ADMIN, les paires déjà relevées aux deux premières étapes ont été supprimées. Une fois les doublons supprimés, la base de sondage d'extension a capturé 167 980 autres paires, qui ont été ajoutées à l'ensemble de paires potentielles.

8.2.6 Création des unités d'échantillonnage

Les cas potentiels de surdénombrement ont été repérés au moyen de groupes d'enregistrements interreliés de la BDR. Les paires de personnes BDR-BDR obtenues aux étapes 1 et 2 et l'extension ont été regroupées. Des groupes d'enregistrements mutuellement exclusifs ont été créés à partir de l'ensemble de paires de personnes

non dupliquées; ce qui signifie qu'un groupe d'enregistrements contenait tous les enregistrements de la BDR reliés par un surdénombrement potentiel, comme le déterminent les étapes 1 à 3. Pour les cas où des groupes d'enregistrements contenaient plus de 10 enregistrements de la BDR, une méthode de théorie des graphes a été appliquée pour réduire le groupe en petits sous-groupes appelés « voisinages », afin de faciliter la vérification manuelle.

8.2.7 Étape 4 : Supplément à la base de sondage

Au cours de l'évaluation du prototype de la BSDDC de 2016, l'équipe de la BSDDC a relevé d'éventuels doublons avec la BDR. Cette liste d'éventuels doublons a été comparée à la base de sondage de l'ESR créée aux étapes 1 à 3. La plupart des potentielles paires relevées par l'équipe de la BSDDC avaient été capturées au cours des trois premières étapes décrites ci-dessus. Cependant, certaines de ces paires manquaient de l'ensemble de paires potentielles créé au cours des trois premières étapes. Une enquête sur les paires manquantes a révélé quelques paires supplémentaires non relevées par l'équipe de la BSDDC qui auraient dû être incluses à l'ensemble de paires potentielles. Un total de 97 000 paires ont été recensées de cette façon et ont été ajoutées à la base de sondage de l'ESR.

La base de sondage finale de l'ESR contenait un peu plus de 3,6 millions d'unités d'échantillonnage, créées à partir d'environ 5,4 millions de paires BDR-BDR.

8.3 Plan de sondage de l'ESR

Pour les besoins de l'échantillonnage, les unités de la base de sondage ont été séparées en quatre strates :

- Strate 1 : Il s'agit des unités intraprovinciales des étapes 1 à 3. Ce sont les unités d'échantillonnage créées lors des étapes 1 à 3 dont tous les enregistrements de la BDR formant les paires contenues dans l'unité se trouvent dans la même province ou le même territoire.
- Strate 2 : Il s'agit des paires interprovinciales des étapes 1 à 3. Ce sont les unités d'échantillonnage créées lors des étapes 1 à 3 et formées d'une seule paire d'enregistrement provenant de deux provinces ou territoires différents.
- Strate 3 : Il s'agit des groupes et voisinages interprovinciaux des étapes 1 à 3. Ce sont les unités d'échantillonnage créées lors des étapes 1 à 3 et formées d'au moins deux paires d'enregistrements, couvrant au moins deux provinces ou territoires. Il est à noter qu'une telle unité pouvait contenir des paires intraprovinciales. Par exemple, un groupe pouvait être composé de trois paires reliant des enregistrements de la BDR en Ontario, et d'une autre paire reliant un enregistrement de l'Ontario avec un autre de l'Alberta.
- Strate 4 : Il s'agit des paires de l'étape 4. Ce sont les paires de doublons potentiels déterminées par le supplément. Cette strate incluait à la fois des paires intraprovinciales et interprovinciales.

8.3.1 Répartition de l'échantillon

Le budget de vérification manuelle de l'ESR 2016 a été basé sur une taille d'échantillon totale semblable à celle utilisée en 2011, c'est-à-dire un échantillon de 54 000 paires à vérifier au total pour les strates 1 à 3. Il a été décidé qu'en moyenne, 70 % de l'échantillon d'une province serait constitué de paires intraprovinciales, et que le reste serait formé de paires interprovinciales. Cela représente une diminution de la proportion de paires intraprovinciales dans l'échantillon (qui était d'environ 80 % en 2011), étant donné que la base de 2016 contient davantage de paires interprovinciales.

L'échantillon de paires a été réparti entre les provinces et territoires à l'aide d'une méthode de répartition de puissance en prenant comme taille le nombre total de paires dans la base pour chaque province ou territoire, et comme puissance $x = 0,2$. Cela permettait d'obtenir des estimations précises pour chaque province ainsi qu'à l'échelle nationale, tout en permettant une distribution d'échantillon qui ne s'éloignait pas trop de celle de 2011. L'étape suivante consistait à répartir l'échantillon provincial et territorial entre les paires intraprovinciales et

interprovinciales. Comme mentionné, la proportion globale visée était de 70 % de paires intraprovinciales. Une proportion plus faible a été utilisée pour l'Île-du-Prince-Édouard et les trois territoires, puisque les résultats de 2011 montrent que la contribution du surdénombrement interprovincial y était plus grande. À l'inverse, une proportion plus élevée a été utilisée pour le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique. Une même proportion a ensuite été utilisée dans les autres provinces et a été fixée de façon à obtenir la proportion nationale de 70 %.

Une fois la taille de l'échantillon de paires intraprovinciales et interprovinciales déterminée pour chaque province et territoire, la prochaine étape consistait à répartir ces échantillons entre les trois strates. L'échantillon de paires interprovinciales a été séparé entre les strates 2 et 3 en fonction de la proportion de paires interprovinciales de la base dans chacune des deux strates. Pour ce qui est de la répartition de l'échantillon de paires intraprovinciales entre les strates 1 et 3, il n'était pas possible de procéder de la même manière. En effet, dans la strate 3, les groupes et voisinages étaient composés majoritairement de paires interprovinciales. Sélectionner le nombre voulu de paires intraprovinciales aurait alors entraîné la sélection de beaucoup trop de paires interprovinciales. Pour éviter ce problème, des simulations ont montré qu'il fallait sélectionner 85 % de l'échantillon de paires intraprovinciales à partir de la strate 1, afin que l'échantillon de la strate 3 soit réalisable. Pour l'Île-du-Prince-Édouard et les trois territoires, cela équivalait pratiquement à un tirage complet. Toutes les paires de la base dans la strate 1 y ont donc été sélectionnées.

Pour ce qui est de la strate 4, la taille de l'échantillon a été établie à 3 000 paires, en fonction du niveau de précision souhaitable, des ressources disponibles et des échéanciers à respecter au moment où les paires de la base du supplément ont été déterminées.

8.3.2 Échantillon de la strate 1

La strate 1 a été séparée en trois sous-strates à l'intérieur de chaque province: les paires, les groupes et les voisinages. Une répartition optimale de l'échantillon basée sur les coûts de vérification manuelle a été utilisée pour répartir l'échantillon provincial de cette strate aux sous-strates. Un échantillon systématique de paires triées par classe de poids de couplage, groupe d'âge, sexe, état matrimonial, langue maternelle et RMR a ensuite été sélectionné. Pour les groupes et les voisinages, un échantillon aléatoire simple a été sélectionné. Le tableau 8.3.2 fournit la distribution des unités d'échantillonnage de la strate 1 dans la base de sondage et dans l'échantillon, et ce, pour chaque sous-strate de chaque province et territoire.

Rapport technique sur la couverture

Tableau 8.3.2

Nombre d'unités d'échantillonnage dans la strate 1, sur la base et dans l'échantillon, Canada, provinces et territoires

Provinces et territoires	Totaux sur la base				Totaux dans l'échantillon			
	Paires	Groupes	Voisinages	Total	Paires	Groupes	Voisinages	Total
Canada	1 165 224	192 530	172 610	1 530 364	30 481	1 702	1 420	33 603
Terre-Neuve-et-Labrador	9 133	296	159	9 588	2 386	96	74	2 556
Île-du-Prince-Édouard	1 763	42	20	1 825	1 763	42	20	1 825
Nouvelle-Écosse	14 328	626	368	15 322	2 644	137	82	2 863
Nouveau-Brunswick	13 844	591	309	14 744	2 604	129	60	2 793
Québec	413 625	102 703	76 085	592 413	3 284	416	308	4 008
Ontario	479 444	71 845	82 517	633 806	3 947	295	392	4 634
Manitoba	18 440	835	512	19 787	2 724	107	76	2 907
Saskatchewan	17 175	833	415	18 423	2 532	118	53	2 703
Alberta	75 638	4 261	3 448	83 347	3 445	126	118	3 689
Colombie-Britannique	120 458	10 460	8 775	139 693	3 776	198	235	4 209
Yukon	570	16	2	588	570	16	2	588
Territoires du Nord-Ouest	345	8	0	353	345	8	0	353
Nunavut	461	14	0	475	461	14	0	475

Source : Statistique Canada, Étude sur le surdénombrement du Recensement de 2016.

8.3.3 Échantillon de la strate 2

Les unités d'échantillonnage de la strate 2 étaient toutes des paires interprovinciales. La strate 2 a donc été sous-divisée en fonction de la province des deux enregistrements BDR-ECR de la paire. Les paires d'une combinaison province 1 et province 2 ont ensuite été triées selon les mêmes variables utilisées dans la strate 1, et un échantillon systématique a été sélectionné. Le tableau 8.3.3 fournit la distribution des unités d'échantillonnage de la strate 2 dans la base de sondage et dans l'échantillon, pour chaque province et territoire. Il faut noter que puisque chaque paire appartient à deux provinces différentes, la somme du nombre de paires dans chaque province et territoire correspond au double du nombre de paires à l'échelle nationale puisque les paires sont comptées à deux endroits.

Tableau 8.3.3

Nombre d'unités d'échantillonnage dans la strate 2, sur la base et dans l'échantillon, Canada, provinces et territoires

Provinces et territoires	Paires sur la base	Paires dans l'échantillon
Canada	1 029 616	3 658
Terre-Neuve-et-Labrador	52 174	640
Île-du-Prince-Édouard	15 546	561
Nouvelle-Écosse	93 331	695
Nouveau-Brunswick	77 998	650
Québec	316 352	490
Ontario	670 953	580
Manitoba	99 259	665
Saskatchewan	83 571	655
Alberta	293 933	495
Colombie-Britannique	348 355	500
Yukon	3 070	466
Territoires du Nord-Ouest	3 147	513
Nunavut	1 543	406

Source : Statistique Canada, Étude sur le surdénombrement du Recensement de 2016.

8.3.4 Échantillon de la strate 3

La strate 3 était composée de groupes et de voisinages interprovinciaux. Comme mentionné précédemment, un grand nombre de ces unités d'échantillonnage contiennent tout de même des paires intraprovinciales. Le défi était donc de réussir à sélectionner suffisamment de paires intraprovinciales, surtout pour les petites provinces et les territoires, sans causer la sélection d'un trop grand nombre de paires interprovinciales ou de paires d'unités dans les grandes provinces. Pour ce faire, les unités de la strate 3 ont été divisées de la façon suivante à l'aide de règles de dominance basées sur la proportion de paires intraprovinciales appartenant à une même province à l'intérieur des groupes et voisinages interprovinciaux :

- Les unités où au moins 60 % des paires étaient des paires intraprovinciales d'une province donnée;
- Les unités où entre 50 % et 60 % des paires étaient des paires intraprovinciales d'une province donnée;
- Les unités où moins de 50 % des paires appartenaient à la même province.

Une simulation a été effectuée pour déterminer la taille d'échantillon requise dans chaque sous-strate afin d'obtenir les tailles d'échantillon visées pour le nombre de paires intraprovinciales et interprovinciales dans chaque province. Un échantillon aléatoire simple de groupes et voisinages a ensuite été sélectionné dans chaque sous-strate. Le [tableau 8.3.4](#) présente, pour chaque sous-strate, la règle de dominance appliquée (proportion et province la plus fréquente), le nombre d'unités d'échantillonnage (groupes et voisinages) dans la sous-strate, le nombre de paires composant ces unités ainsi que le nombre d'unités échantillonnées.

Les sous-strates 1 à 11 étaient formées des unités d'échantillonnage où au moins 60 % des paires intraprovinciales se trouvaient dans une même province ou un même territoire (il n'y en avait pas au Yukon ni au Nunavut). Les sous-strates 13 à 16 étaient formées des unités composées de paires interprovinciales seulement, et où la province ou le territoire le plus fréquent parmi tous les enregistrements de la BDR-ECR dans l'unité était respectivement l'Île-du-Prince-Édouard (9911), le Yukon (9960), les Territoires du Nord-Ouest (9961) ou le Nunavut (9962). La sous-strate 12 contenait toutes les autres unités composées de paires interprovinciales seulement. Les sous-strates 17 à 29 étaient composées des unités où au moins 50 %, mais moins de 60 % des paires intraprovinciales provenaient d'une province donnée. Finalement, les sous-strates 30 à 42 comprenaient toutes les autres unités d'échantillonnage, classées selon la province la plus fréquente parmi toutes les paires

Rapport technique sur la couverture

intraprovinciales. Par exemple, la sous-strate 23 était composée de toutes les unités d'échantillonnage où au moins 50 %, mais moins de 60 % des paires intraprovinciales provenaient du Manitoba.

Tableau 8.3.4

Nombre d'unités d'échantillonnage et de paires sur la base, et nombre d'unités échantillonnées, pour chaque sous-strate de la strate 3

Sous-strate	Province ou territoire	Nombre d'unités d'échantillonnage sur la base	Nombre de paires dans les unités d'échantillonnage	Nombre d'unités échantillonnées
Total	Canada	997 209	3 113 046	3 766
60 % ou plus				
1	10	98	374	98
2	11	16	56	16
3	12	261	982	168
4	13	234	1 008	139
5	24	35 259	157 968	237
6	35	56 977	250 169	236
7	46	208	837	148
8	47	168	762	117
9	48	2 108	8 465	185
10	59	8 986	37 667	214
11	61	1	3	1
12	9900	424 804	971 198	275
13	9911	10 664	28 813	81
14	9960	1 974	5 310	81
15	9961	1 988	5 329	81
16	9962	681	1 911	81
Au moins 50 % mais moins de 60 %				
17	10	1 057	2 314	152
18	11	174	381	102
19	12	2 175	4 773	60
20	13	1 614	3 667	60
21	24	44 438	114 348	78
22	35	112 607	301 663	97
23	46	1 731	3 790	95
24	47	1 262	2 784	95
25	48	12 287	28 069	129
26	59	27 016	69 808	119
27	60	22	44	22
28	61	8	16	8
29	62	5	10	5
Moins de 50 %				
30	10	2 335	9 959	64
31	11	378	1 544	75
32	12	4 461	18 969	44
33	13	3 783	15 606	44
34	24	38 148	162 831	30

Tableau 8.3.4

Nombre d'unités d'échantillonnage et de paires sur la base, et nombre d'unités échantillonnées, pour chaque sous-strate de la strate 3

Sous-strate	Province ou territoire	Nombre d'unités d'échantillonnage sur la base	Nombre de paires dans les unités d'échantillonnage	Nombre d'unités échantillonnées
35	35	96 087	422 284	30
36	46	3 903	17 103	44
37	47	3 089	13 033	44
38	48	22 495	101 325	30
39	59	73 556	347 254	30
40	60	80	322	80
41	61	55	230	55
42	62	16	67	16

Source : Statistique Canada, Étude sur le surdénombrement du Recensement de 2016.

8.3.5 Échantillon de la strate 4

La strate 4 contenait toutes les paires d'enregistrements déterminées à l'aide du supplément. Comme la strate 4 a été ajoutée après la création des groupes et des voisinages formés par les paires interconnectées des étapes 1 à 3, toutes les unités d'échantillonnage de la strate 4 ont été traitées comme des paires. Cette strate a été sous-stratifiée selon la province. Une répartition de puissance a permis de répartir l'échantillon de 3 000 paires entre les provinces et territoires. De plus, une répartition optimale, basée sur les taux de surdénombrement attendus, a permis de répartir l'échantillon d'une province entre les paires intraprovinciales et interprovinciales. Un échantillon systématique de paires de la BDR a ensuite été choisi dans chaque sous-strate. Le tableau 8.3.5 présente, pour chaque province et territoire, le nombre de paires intraprovinciales et interprovinciales totales figurant dans la base, de même que le nombre de paires échantillonnées. Encore une fois, dans le cas des paires interprovinciales, il est important de noter que le total à l'échelle nationale correspond à la moitié de la somme des nombres de chaque province et territoire, puisque chaque paire interprovinciale est comptée au total dans deux provinces.

Rapport technique sur la couverture

Tableau 8.3.5

Nombre d'unités d'échantillonnage (paires) intraprovinciales et interprovinciales sur la base et dans l'échantillon, Canada, provinces et territoires

Provinces et territoires	Paires sur la base		Paires dans l'échantillon	
	Intraprovinciales	Interprovinciales	Intraprovinciales	Interprovinciales
Canada	74 987	22 099	2 520	548
Terre-Neuve-et-Labrador	967	935	144	70
Île-du-Prince-Édouard	221	314	87	61
Nouvelle-Écosse	1 608	1 836	163	93
Nouveau-Brunswick	1 314	1 377	156	81
Québec	15 803	5 922	367	95
Ontario	31 264	13 927	444	128
Manitoba	2 109	2 427	177	101
Saskatchewan	1 886	2 192	170	99
Alberta	7 831	6 982	272	122
Colombie-Britannique	11 763	7 979	319	116
Yukon	78	81	78	34
Territoires du Nord-Ouest	56	113	56	53
Nunavut	87	113	87	43

Source : Statistique Canada, Étude sur le surdénombrement du Recensement de 2016.

8.4 Collecte

Le processus de collecte consistait en une vérification manuelle des échantillons de groupes de paires sélectionnés, vérification qui se faisait paire par paire. Lorsqu'un groupe ou un voisinage était échantillonné, toutes les paires qui le constituaient étaient examinées manuellement. Les paires n'étaient examinées qu'une fois, même si elles appartenaient à plus d'un voisinage échantillonné.

Le processus de vérification manuelle consistait en un examen exhaustif de l'ensemble des renseignements disponible sur la BDR-ECR. Comme en 2011, il comprenait les étapes suivantes :

1. Comparaison des personnes échantillonnées de la BDR-ECR selon le nom, le sexe, la date de naissance ainsi que les liens entre les personnes;
2. Comparaison des membres des ménages figurant dans la BDR-ECR selon les mêmes critères;
3. Évaluation des preuves pour ou contre le surdénombrement entre les deux personnes de la paire, c'est-à-dire déterminer si les deux enregistrements représentent effectivement la même personne;
4. Détermination du scénario de surdénombrement, codé seulement lorsqu'il y a surdénombrement vérifié entre des ménages non identiques. Les scénarios de surdénombrement sont fournis dans le tableau 8.4.

Tableau 8.4

Code de scénario de surdénombrement et leur interprétation

Code	Scénario de surdénombrement entre ménages non identiques
1.1	Étudiant ou jeune adulte ayant récemment quitté le domicile familial
1.2	Jeune adulte récemment sorti du domicile familial en raison d'une relation conjugale ou d'une union libre
1.3	Adulte ayant récemment entamé une relation conjugale ou une union libre, ou ayant récemment rompu une telle relation ou union
2.1	Un ou des enfants de parents dans des ménages séparés
2.2	Un ou des enfants avec deux membres de la famille ou deux adultes
3.1	Adulte avec d'autres membres de la famille
3.2	Adulte avec d'autres adultes non apparentés
4.1	Ménage collectif
5.1	Autre

Source : Statistique Canada, Étude sur le surdénombrement du Recensement de 2016.

L'échantillon de la vérification manuelle était divisé en lots de 150 paires. Un lot était vérifié en entier par le même codeur. Une fois la vérification d'un lot terminée, celui-ci était évalué à l'aide d'une opération de contrôle statistique de la qualité.

8.5 Pondération et estimation

Le poids de départ d'une unité d'échantillonnage était simplement l'inverse de sa probabilité de sélection. Étant donné que les unités d'échantillonnage qui étaient des groupes ou des voisinages variaient en ce qui concerne le nombre de paires qu'elles contenaient, une étape de calage a été ajoutée afin d'assurer une bonne représentation du nombre de paires dans chaque province et territoire. Dans la strate 1 (unités intraprovinciales), les poids d'échantillonnage ont été calés de façon à ce que le nombre estimé de paires corresponde au nombre total de paires dans la base pour chaque province et territoire. Dans la strate 3 (groupes et voisinages interprovinciaux), les poids de sondage ont été calés de façon à ce que le nombre estimé de paires intraprovinciales et interprovinciales dans chaque province ou territoire soit égal au total correspondant de la base. Ainsi, 13 totaux de contrôle ont été utilisés pour la strate 1 comparativement à 26 pour la strate 3. Le Système généralisé d'estimation (G-Est) de Statistique Canada a servi à effectuer le calage. Aucun calage n'était requis pour les strates 2 et 4, puisqu'elles ne contenaient que des paires. Le tableau 8.5a présente les trois facteurs de calage pour chaque province et territoire.

Tableau 8.5a

Facteur de calage moyen (ratio du total sur la base divisé par l'estimation pondérée) par strate et type de paire, provinces et territoires

Provinces et territoires	Strate 1	Strate 3	
		Intraprovinciales	Interprovinciales
Terre-Neuve-et-Labrador	1,003	1,049	0,899
Île-du-Prince-Édouard	1,000	1,057	1,136
Nouvelle-Écosse	0,998	1,071	0,945
Nouveau-Brunswick	0,996	0,901	1,225
Québec	1,013	0,988	0,942
Ontario	1,014	1,001	1,008
Manitoba	1,008	1,013	1,117
Saskatchewan	1,007	1,041	0,962
Alberta	1,000	0,971	0,997
Colombie-Britannique	0,999	0,956	0,951
Yukon	1,000	1,039	1,415
Territoires du Nord-Ouest	1,000	1,015	1,468
Nunavut	1,000	1,000	0,493

Source : Statistique Canada, Étude sur le surdénombrement du Recensement de 2016.

Les résultats de la vérification manuelle ont été traités afin de créer des groupes de surdénombrement servant à l'estimation. Les groupes de surdénombrement étaient formés de tous les enregistrements BDR reliés par du surdénombrement vérifié. Les estimations de l'ESR ont été obtenues en sommant le surdénombrement estimé compté dans chaque groupe de surdénombrement. Pour un groupe de surdénombrement qui était une simple paire, le compte du surdénombrement était de 1. Si le groupe de surdénombrement était contenu dans un petit groupe d'enregistrements (c.-à-d. un groupe n'ayant pas été brisé en voisinages), alors la formule suivante s'appliquait :

Surdénombrement = nombre d'enregistrements dans le groupe de surdénombrement - 1.

Pour les groupes de surdénombrement brisés en voisinages, le surdénombrement était compté en suivant les deux étapes suivantes :

1. Calculer le surdénombrement dans chaque voisinage dont l'ancrage (c.-à-d. l'enregistrement BDR-ECR tenant lieu de centre du voisinage) était impliqué dans des cas de surdénombrement vérifiés pour ce groupe de surdénombrement, de la façon suivante :

$$\text{SD dans le voisinage} = \frac{(\text{nombre d'enregistrements appartenant au groupe de surdénombrement} - 1)}{\text{nombre d'enregistrements appartenant au groupe de surdénombrement}}$$

2. Additionner le surdénombrement de chaque voisinage pour obtenir le surdénombrement total du groupe.

Le surdénombrement pour un domaine était obtenu en multipliant le surdénombrement total de la paire, du groupe ou du voisinage par la proportion d'enregistrements BDR-ECR faisant partie du domaine parmi ceux appartenant au groupe de surdénombrement.

Dans tous les cas décrits ci-dessus, le surdénombrement calculé pour une unité était multiplié par le poids après calage de l'unité d'échantillonnage pour obtenir l'estimation pondérée. La variance a été estimée à l'aide de G-Est, qui utilise la linéarisation de Taylor.

De manière semblable à ce qui avait été fait dans l'ESR de 2006 et de 2011, un ajustement basé sur l'EAA a été appliqué aux estimations de l'ESR pour tenir compte du surdénombrement mesuré par l'EAA en dehors de l'univers de l'ESR. Le facteur d'ajustement a été calculé et appliqué séparément pour chaque province et territoire. La variance finale tenait compte de cet ajustement. Le tableau 8.5b montre le facteur d'ajustement appliqué pour chaque province et territoire, pour les trois derniers cycles de l'ESR.

Tableau 8.5b
Ajustement par l'EAA des estimations de l'ESR de 2006, 2011 et 2016, provinces et territoires

Provinces et territoires	2006	2011	2016
Terre-Neuve-et-Labrador	1,029	1,030	1,035
Île-du-Prince-Édouard	1,028	1,017	1,003
Nouvelle-Écosse	1,034	1,021	1,012
Nouveau-Brunswick	1,040	1,071	1,037
Québec	1,026	1,016	1,008
Ontario	1,040	1,020	1,015
Manitoba	1,035	1,025	1,010
Saskatchewan	1,039	1,010	1,006
Alberta	1,058	1,018	1,026
Colombie-Britannique	1,037	1,017	1,029
Yukon	1,027	1,014	1,010
Territoires du Nord-Ouest	1,039	1,169	1,015
Nunavut	1,061	1,015	1,023

EAA : Étude par appariement automatisé.

ESR : Étude sur le surdénombrement du recensement.

Sources : Statistique Canada, Étude sur le surdénombrement du recensement de 2006, 2011 et 2016.

8.6 Résultats finaux

8.6.1 Surdénombrement par étape

La contribution de chacune des étapes aux estimations du surdénombrement de l'ESR de 2016 ainsi que celle de l'ajustement par l'EAA est fournie dans le tableau 8.6.1.

Rapport technique sur la couverture

Tableau 8.6.1

Surdénombrement estimé par l'Étude sur le surdénombrement de 2016 par étape, Canada, provinces et territoires

Provinces et territoires	Étape 1		Étape 2		Étape 3	
	Nombre estimé	Pourcentage du total	Nombre estimé	Pourcentage du total	Nombre estimé	Pourcentage du total
Canada	602 995	85,25	1 759	0,25	36 229	5,12
Terre-Neuve-et-Labrador	9 345	84,38	47	0,42	486	4,39
Île-du-Prince-Édouard	2 082	86,35	9	0,37	98	4,06
Nouvelle-Écosse	14 375	84,25	105	0,62	788	4,62
Nouveau-Brunswick	14 334	86,10	42	0,25	591	3,55
Québec	159 996	90,97	367	0,21	5 619	3,19
Ontario	217 852	84,02	362	0,14	14 591	5,63
Manitoba	16 975	85,53	60	0,30	1 032	5,20
Saskatchewan	17 235	79,60	82	0,38	2 626	12,13
Alberta	60 144	82,69	253	0,35	3 853	5,30
Colombie-Britannique	89 000	81,89	418	0,38	6 395	5,88
Yukon	692	81,51	6	0,71	59	6,95
Territoires du Nord-Ouest	467	83,24	4	0,71	26	4,63
Nunavut	497	78,02	4	0,63	65	10,20

Provinces et territoires	Étape 4		Ajustement par l'EAA	
	Nombre estimé	Pourcentage du total	Nombre estimé	Pourcentage du total
Canada	54 845	7,75	11 508	1,63
Terre-Neuve-et-Labrador	823	7,43	374	3,38
Île-du-Prince-Édouard	214	8,88	8	0,33
Nouvelle-Écosse	1 599	9,37	196	1,15
Nouveau-Brunswick	1 095	6,58	586	3,52
Québec	8 519	4,84	1 385	0,79
Ontario	22 759	8,78	3 724	1,44
Manitoba	1 585	7,99	195	0,98
Saskatchewan	1 586	7,33	122	0,56
Alberta	6 637	9,12	1 851	2,54
Colombie-Britannique	9 833	9,05	3 036	2,79
Yukon	84	9,89	8	0,94
Territoires du Nord-Ouest	56	9,98	8	1,43
Nunavut	57	8,95	14	2,20

EAA : Étude par appariement automatisé.

Source : Statistique Canada, Étude sur le surdénombrement du Recensement de 2016.

Environ 85 % du surdénombrement a été estimé à partir des doublons possibles identifiés à l'étape 1. En raison de l'élargissement de la partie de la base provenant de l'étape 1 (couplage de la BDR-ECR à elle-même), le repérage de doublons possibles de la BDR par le couplage à un fichier administratif intermédiaire (étape 2) n'a pas beaucoup contribué à l'estimation globale du surdénombrement du recensement. Il convient de rappeler que les doublons potentiels identifiés à la fois à l'étape 1 et à l'étape 2 étaient compris dans la liste de l'étape 1. L'extension (étape 3) a fait en sorte d'ajouter 36 229 personnes au surdénombrement estimé. Cela représente 6,0 % des cas repérés aux étapes 1 et 2 combinées, ce qui est conforme au résultat observé en 2011, où

l'extension représentait 5,4 % de l'estimation totale aux étapes 1 et 2. Le supplément (étape 4) a donné lieu au repérage de 54 845 personnes surdénombrées. Cela représente 56,5 % des 97 086 paires ajoutées à la base de sondage de l'ESR par le supplément. Cette proportion est très élevée, mais elle était à prévoir étant donné que l'objectif du supplément était d'ajouter des paires qui ont été signalées comme de possibles doublons de la BDR, mais qui ont été omises aux étapes 1 à 3. L'ajustement par l'EAA a ajouté 11 508 personnes à l'estimation du surdénombrement, ce qui représente 1,6 % de l'estimation finale.

La contribution de l'étape 1 à l'estimation provinciale ou territoriale totale était moindre pour le Nunavut (78,0 %) et la Saskatchewan (79,6 %), où la contribution provenant de l'extension était plus élevée qu'ailleurs. En revanche, la contribution de l'étape 1 était plus élevée pour le Québec (91,0 %), où les contributions provenant de l'extension et du supplément étaient les plus faibles parmi tous les secteurs de compétence.

8.6.2 Répartition du surdénombrement par scénario

Les résultats du surdénombrement par scénario sont présentés dans le tableau 8.6.2, les codes de scénario de surdénombrement ayant déjà été présentés à la [section 8.4](#). Rappelons que le scénario de surdénombrement est codé seulement lorsqu'il y a surdénombrement entre des ménages non identiques.

Rapport technique sur la couverture

Tableau 8.6.2

Répartition du surdénombrement estimé par l'Étude sur le surdénombrement de 2016 par scénario, Canada, provinces et territoires

Provinces et territoires	Scénario de surdénombrement			
	1.1	1.2	1.3	2.1
	Étudiant ou jeune adulte ayant récemment quitté le domicile familial	Jeune adulte récemment sorti du domicile familial en raison d'une relation conjugale ou d'une union libre	Adulte ayant récemment entamé une relation conjugale ou une union libre, ou ayant récemment rompu une telle relation ou union	Un ou des enfants de parents dans des ménages séparés
	pourcentage			
Canada	18,8	4,3	3,8	42,4
Terre-Neuve-et-Labrador	26,8	3,6	5,5	39,4
Île-du-Prince-Édouard	25,2	3,7	2,8	48,4
Nouvelle-Écosse	25,3	5,3	4,2	42,8
Nouveau-Brunswick	24,0	4,7	4,9	37,8
Québec	14,8	7,1	1,9	56,0
Ontario	22,1	3,3	5,1	33,1
Manitoba	16,9	2,6	5,1	40,8
Saskatchewan	16,5	0,8	4,6	51,1
Alberta	17,8	3,2	2,7	39,8
Colombie-Britannique	17,5	1,6	5,3	36,1
Yukon	10,3	1,9	2,5	42,4
Territoires du Nord-Ouest	14,0	5,2	2,9	28,7
Nunavut	9,0	6,9	7,3	16,8

Provinces et territoires	Scénario de surdénombrement				
	2.2	3.1	3.2	4.1	5.1
	Un ou des enfants avec deux membres de la famille ou deux adultes	Adulte avec d'autres membres de la famille	Adulte avec d'autres adultes non apparentés	Ménage collectif	Autre
	pourcentage				
Canada	3,9	10,1	4,0	8,1	4,6
Terre-Neuve-et-Labrador	6,0	5,9	3,6	4,8	4,4
Île-du-Prince-Édouard	5,9	4,1	2,8	4,4	2,7
Nouvelle-Écosse	3,1	4,3	2,0	7,5	5,5
Nouveau-Brunswick	5,7	6,7	1,8	9,2	5,2
Québec	1,7	3,9	2,5	8,2	3,9
Ontario	5,3	15,8	3,8	7,0	4,4
Manitoba	5,4	8,8	3,7	12,6	4,2
Saskatchewan	5,4	5,8	3,4	9,0	3,3
Alberta	5,0	13,6	7,0	6,5	4,4
Colombie-Britannique	2,5	9,7	7,5	12,0	7,8
Yukon	4,5	16,0	3,2	6,9	12,2
Territoires du Nord-Ouest	9,2	11,6	6,3	7,2	14,9
Nunavut	22,8	17,0	2,9	6,4	11,0

Source : Statistique Canada, Étude sur le surdénombrement du Recensement de 2016.

Comme ce fut le cas en 2011, le scénario « Un ou des enfants de parents dans des ménages séparés », où des parents séparés ou divorcés inscrivent tous deux leurs enfants dans leur questionnaire respectif du recensement, est celui qui a été observé le plus souvent. C'est le cas dans chaque province et territoire, sauf au Nunavut. La catégorie « Autre » a été utilisée moins souvent en 2016 que cinq ans auparavant. En 2011, il s'agissait même du scénario le plus fréquent au Nunavut et en Colombie-Britannique. En 2016, la Colombie-Britannique affichait toujours la plus forte proportion de cas de scénario « Autre » parmi les dix provinces, mais elle représentait le tiers du taux enregistré en 2011.

À l'échelle nationale, les deux autres scénarios les plus fréquents demeuraient « Étudiant ou jeune adulte ayant récemment quitté le domicile familial » et « Adulte avec d'autres membres de la famille ». Il y a eu davantage de cas de surdénombrement entre un logement privé et un ménage collectif (scénario 4.1) en 2016 qu'en 2011 (8,1 % comparativement à 2,5 %). En 2016, l'extension a également été appliquée à la comparaison des ménages où un membre compris dans une paire repérée à l'étape 1 ou 2 vivait dans un logement privé et où l'autre membre vivait dans un ménage collectif, alors qu'en 2011, l'extension se limitait à la comparaison des logements privés; ce changement n'explique toutefois qu'une toute petite portion de l'augmentation. Beaucoup de ces cas observés en 2011 ont fort possiblement été codés dans la catégorie « Autre », mais la confirmation de cette hypothèse demanderait de retourner aux données de la vérification manuelle de l'ESR de 2011, ce qui n'a pas été fait. Le même raisonnement pourrait être appliqué à la proportion d'enfants de parents dans des ménages séparés : il n'y a pas eu d'augmentation si forte du nombre de parents séparés entre 2011 et 2016; des investigations supplémentaires seraient dès lors requises afin de déterminer la portion de ce changement qui résulte du codage comparativement à celle qui émane d'un véritable changement dans le comportement des parents séparés quant au dénombrement de leurs enfants.

9. Estimation

Il est question de l'estimation aux fins de l'ECL, de la CVD et de l'ESR à la [section 6.2](#), à la [section 7.4](#) et à la [section 8.5](#) respectivement. La présente section décrit la façon dont les résultats des études sur la couverture du recensement sont combinés pour obtenir une estimation du sous-dénombrement de la population (S), du surdénombrement de la population (R) et du sous-dénombrement net de la population (N) dans différents domaines. L'incidence des erreurs d'échantillonnage sur la qualité des estimations est également mesurée au moyen d'une estimation des erreurs-types pour chaque estimation. Les résultats de la Contre-vérification des dossiers (CVD) et des données du recensement sont utilisés pour établir une estimation du sous-dénombrement, alors que les résultats de l'Étude sur le surdénombrement du recensement (ESR) fournissent une estimation du surdénombrement. Le sous-dénombrement net est la différence entre le sous-dénombrement et le surdénombrement. La présente section comporte des détails à propos de l'établissement de ces estimations et des erreurs-types connexes.

Soit les définitions suivantes :

C	=	chiffre publié du recensement du nombre de personnes dans la population cible
\hat{S}	=	estimation du sous-dénombrement
	=	estimation du nombre de personnes non incluses en C , mais qui auraient dû l'être
\hat{R}	=	estimation du surdénombrement
	=	estimation du nombre de dénombremments inclus en C , mais qui n'auraient pas dû l'être
\hat{N}	=	estimation du sous-dénombrement net
	=	estimation du nombre de personnes non incluses en C , mais qui auraient dû l'être, moins le nombre de dénombremments inclus en C , alors qu'ils n'auraient pas dû être inclus
	=	$\hat{S} - \hat{R}$
\hat{P}	=	estimation du nombre de personnes faisant partie de la population cible du recensement calculé à partir des dénombremments du recensement et de l'estimation du sous-dénombrement net de la population
	=	$C + \hat{N}$
\hat{T}_S	=	estimation du taux de sous-dénombrement
	=	$100 * \frac{\hat{S}}{\hat{P}} = 100 * \frac{\hat{S}}{C + \hat{N}}$
\hat{T}_R	=	estimation du taux de surdénombrement
	=	$100 * \frac{\hat{R}}{\hat{P}} = 100 * \frac{\hat{R}}{C + \hat{N}}$
\hat{T}_N	=	estimation du taux de sous-dénombrement net
	=	$100 * \frac{\hat{N}}{\hat{P}} = 100 * \frac{\hat{S} - \hat{R}}{C + \hat{N}}$

Rapport technique sur la couverture

\hat{S} découle des résultats de la CVD et des données du recensement, et \hat{R} découle de l'ESR, comme suit :

Tableau 9.1
Composantes de l'estimation de l'erreur de couverture de la population pour le Canada

Composantes ¹	Nombre de personnes
Estimation de S	1 557 061
Estimation de R	707 335
Estimation de N	849 726
C	35 151 728
C + Estimation de N	36 001 454

1. S : Sous-dénombrement;
R : Surdénombrement;
N : Sous-dénombrement net;
C : Chiffre publié du recensement.

Source : Statistique Canada, Études de couverture du Recensement de 2016.

Les erreurs-types estimées sont définies comme suit :

Par définition, on a $v(\hat{S}) = v(\hat{M})$ (voir [section 7.4.7](#)).

$v(\hat{M})$ = estimation de la variance de \hat{M} selon le plan de la CVD

$v(\hat{R})$ = estimation de la variance de \hat{R} selon le plan de l'ESR

Alors :

$$et(\hat{S}) = \sqrt{v(\hat{M})}$$

$$et(\hat{T}_S) = \sqrt{\left(\frac{\hat{S}^2 + \hat{P}^2 - 2\hat{S}\hat{P}}{\hat{P}^4}\right)v(\hat{M}) + \frac{\hat{S}^2}{\hat{P}^4}v(\hat{R})}$$

$$et(\hat{R}) = \sqrt{v(\hat{R})}$$

$$et(\hat{T}_R) = \sqrt{\left(\frac{\hat{R}^2}{\hat{P}^4}\right)v(\hat{M}) + \left(\frac{\hat{R}^2 + \hat{P}^2 - 2\hat{R}\hat{P}}{\hat{P}^4}\right)v(\hat{R})}$$

$$et(\hat{N}) = \sqrt{v(\hat{M}) + v(\hat{R})}$$

$$et(\hat{T}_N) = \sqrt{\left(\frac{(\hat{S} - \hat{R})^2 + \hat{P}^2 - 2(\hat{S} - \hat{R})\hat{P}^2}{\hat{P}^4}\right)[v(\hat{M}) + v(\hat{R})]}$$

10. Évaluation des études de couverture

10.1 Contre-vérification des dossiers

10.1.1 Introduction

Les résultats de la plus vaste étude sur la couverture, soit la Contre-vérification des dossiers (CVD), peuvent être évalués en comparant les estimations de la CVD avec des données portant sur les mêmes caractéristiques, mais tirées d'autres sources, comme la base de données du Recensement de 2016 et des données administratives utilisées par le Programme des estimations démographiques (PED). Les comparaisons avec les estimations de la CVD servent à évaluer ces dernières et à quantifier les différences au chapitre des concepts et des mesures.

Malgré quelques différences conceptuelles entre la CVD et le Recensement de 2016, les estimations du nombre de personnes dénombrées au Recensement de 2016 de la CVD peuvent être comparées aux chiffres du recensement. Afin de rendre ces chiffres comparables, certains rajustements ont été apportés aux chiffres du recensement avant d'effectuer la comparaison.

Les estimations des composantes de croissance intercensitaire peuvent être comparées aux estimations provenant d'autres sources. Les estimations de la CVD en ce qui concerne le nombre de personnes décédées entre le Recensement de 2011 et celui de 2016 peuvent être comparées aux chiffres tirés des statistiques de l'état civil. Les chiffres du solde migratoire interprovincial qui sont calculés par le PED à partir des données provenant de l'ARC peuvent être comparés aux estimations de la CVD. Finalement, les estimations des composantes de l'accroissement de la population de la CVD peuvent être comparées aux estimations comparables des données administratives.

10.1.2 Comparaisons avec les chiffres du recensement

Étant donné que le plan d'échantillonnage stratifié à un seul degré de la CVD produit des estimateurs sans biais, les écarts entre les estimations de la CVD et les chiffres du recensement sont principalement attribuables à l'erreur d'échantillonnage de la CVD, aux différences conceptuelles entre les deux sources ou aux biais systématiques ayant des répercussions sur les deux sources, qui se traduisent par une sous-estimation ou une surestimation de la caractéristique étudiée.

Personnes dénombrées

Les comparaisons établies pour les provinces et l'ensemble du pays sont présentées au [tableau 10.1.2.1](#), de même que l'erreur-type de l'estimation de la CVD et la valeur t servant à tester l'hypothèse selon laquelle il n'y a pas d'écart entre l'estimation de la CVD et le chiffre comparable du recensement. Les ajustements suivants sont apportés aux chiffres publiés du recensement afin de tenir compte des différences conceptuelles entre les deux sources :

- Les ajustements faits à partir de l'Enquête sur la classification des logements sont exclus, car bien qu'ils soient inclus dans les chiffres du recensement, ils ne font pas partie de l'estimation de la CVD du nombre de personnes dénombrées.
- L'estimation du surdénombrement du Recensement de 2016 est soustraite, car la base de données du recensement contient des personnes surdénombrées alors que l'estimation de la CVD est établie d'après le nombre de personnes uniques ayant été dénombrées (et non d'après le nombre de dénombremments).
- L'estimation obtenue du nombre de personnes qui résidaient à l'extérieur du Canada cinq ans auparavant (à l'exclusion des immigrants intercensitaires et des résidents non permanents) en utilisant le questionnaire détaillé du Recensement de 2016 est également soustraite, car les estimations de la CVD n'incluent pas la majorité de ces personnes. Pour les mêmes raisons, on soustrait aussi l'estimation du nombre d'enfants de 0 à 4 ans nés à l'extérieur du Canada, mais ayant la citoyenneté canadienne.

Rapport technique sur la couverture

- De même, pour les provinces, on soustrait l'estimation du nombre de personnes résidant dans un territoire cinq ans auparavant, car elles n'étaient pas couvertes par les bases de sondage provinciales de la CVD.
- Le nombre de personnes provenant des réserves de retour (participantes au Recensement de 2016, mais non participantes au Recensement de 2011) a également été soustrait, car les estimations de la CVD n'incluent pas la majorité de ces personnes.

Tableau 10.1.2.1

Comparaison entre le nombre estimé de personnes dénombrées de la Contre-vérification des dossiers (CVD) et les chiffres du recensement comparables pour le Canada, provinces et territoires

Provinces et territoires	Personnes dénombrées			Écart	Valeur t ¹
	CVD		Chiffre du recensement comparable		
	Nombre estimé	Erreur-type			
Canada	32 735 516	58 027	32 764 831	-29 315	-0,51
Terre-Neuve-et-Labrador	489 420	3 209	491 392	-1 972	-0,61
Île-du-Prince-Édouard	132 877	842	135 375	-2 498	-2,97
Nouvelle-Écosse	866 870	6 379	871 978	-5 108	-0,80
Nouveau-Brunswick	701 954	5 251	705 466	-3 512	-0,67
Québec	7 753 633	27 006	7 729 824	23 809	0,88
Ontario	12 629 276	44 756	12 633 458	-4 182	-0,09
Manitoba	1 188 312	5 980	1 198 933	-10 621	-1,78
Saskatchewan	1 025 540	6 427	1 025 469	71	0,01
Alberta	3 742 897	18 899	3 716 233	26 664	1,41
Colombie-Britannique	4 204 736	20 479	4 256 703	-51 967	-2,54
Yukon	32 300	0	32 300	0	...
Territoires du Nord-Ouest	35 079	0	35 079	0	...
Nunavut	30 896	0	30 896	0	...

... n'ayant pas lieu de figurer

1. Une valeur t supérieure à 1,96 ou inférieure à -1,96 signifie que l'écart est significatif au seuil de 95 %.

Sources : Statistique Canada, la Contre-vérification des dossiers de 2016, Étude sur le surdénombrement du Recensement de 2016, Recensement de 2016 et estimations démographiques.

À l'échelle nationale, l'estimation de la CVD du nombre de personnes dénombrées au Recensement de 2016 était légèrement inférieure au chiffre comparable du recensement (-0,09 %). Dans le cas des recensements de 1996 à 2011, les estimations de la CVD se situaient entre -0,08 % et 0,12 %. À l'échelle provinciale, les écarts les plus importants sont observés pour l'Île-du-Prince-Édouard et la Colombie-Britannique; l'estimation du nombre de personnes dénombrées dans le cadre de la CVD sous-estimait les chiffres comparables du recensement de 2 498 et 51 967 personnes respectivement. Ces différences sont statistiquement significatives. Dans les autres provinces, les différences ne sont pas significatives du point de vue statistique. Lors des cycles précédents, des différences significatives ont également été observées. Les écarts les plus importants font l'objet d'une vérification plus approfondie pour confirmer que la classification de la CVD ne comporte pas de biais (y compris la province de résidence le jour du recensement, par exemple). D'autres facteurs pourraient aussi jouer un rôle important dans les écarts observés. Outre l'erreur d'échantillonnage, des biais dans les ajustements (p. ex., Canadiens de retour) apportés aux chiffres du recensement publiés afin d'obtenir des chiffres comparables du point de vue conceptuel pourraient les expliquer. Le biais de non-réponse de la CVD pourrait aussi entrer en ligne de compte, car l'ajustement en fonction de la non-réponse est choisi afin d'obtenir le meilleur résultat possible pour estimer les personnes omises et non les personnes dénombrées. Toutes les étapes de la CVD sont régulièrement vérifiées et soumises à des contrôles de la qualité. Vu les écarts plus importants pour l'Île-du-Prince-Édouard et la Colombie-Britannique, des mesures de vérification plus approfondies ont été effectuées afin de confirmer qu'aucune des erreurs et qu'aucun des problèmes mentionnés ci-dessus n'influence les opérations et les estimations. Aucun problème à cet effet n'a été détecté.

10.1.3 Comparaison avec les estimations démographiques

Personnes décédées

Le tableau 10.1.3.1a permet de comparer l'estimation du nombre de personnes décédées pendant la période intercensitaire (du 10 mai 2011 au 9 mai 2016) selon la province de classification de la CVD aux chiffres tirés des dossiers des statistiques de l'état civil. L'estimation de la CVD exclut les personnes décédées hors Canada lorsque le pays de décès est connu. À l'échelle nationale, l'estimation de la CVD est plus élevée de 52 323 personnes (4,1 %) que ce qu'indiquent les dossiers des statistiques de l'état civil, et cette différence est statistiquement significative (valeur *t* de 2,83). À l'échelle provinciale, les différences les plus élevées ont été observées au Québec (19 655, ou 6,3 %) et en Ontario (30 215, ou 6,4 %) et ces différences sont statistiquement significatives (valeur *t* de 2,20 et 2,10 respectivement). Dans les autres provinces, les différences relatives se situent entre -4,0 % et 4,8 %, et elles ne sont pas statistiquement significatives.

Tableau 10.1.3.1a

Comparaison entre le nombre estimé de personnes décédées de la Contre-vérification des dossiers (CVD) et le chiffre des statistiques de l'état civil pour les provinces

Provinces	Personnes décédées 10 mai 2011 au 9 mai 2016		Chiffre des statistiques de l'état civil	Écart	Valeur <i>t</i> ¹
	CVD				
	Nombre estimé	Erreur- type			
Total	1 324 335	18 485	1 272 012	52 323	2,83
Terre-Neuve-et-Labrador	23 842	607	24 523	-681	-1,12
Île-du-Prince-Édouard	6 460	233	6 339	121	0,52
Nouvelle-Écosse	45 292	1 342	44 267	1 025	0,76
Nouveau-Brunswick	32 414	788	33 760	-1 346	-1,71
Québec	329 265	8 950	309 610	19 655	2,20
Ontario	501 900	14 364	471 685	30 215	2,10
Manitoba	51 978	2 157	51 999	-21	-0,01
Saskatchewan	49 021	2 389	46 771	2 250	0,94
Alberta	112 555	3 296	114 820	-2 265	-0,69
Colombie-Britannique	171 608	5 142	168 238	3 370	0,66

1. Une valeur *t* supérieure à 1,96 ou inférieure à -1,96 signifie que l'écart est significatif au seuil de 95 %.

Sources : Statistique Canada, Contre-vérification des dossiers de 2016 et estimations démographiques.

Certaines raisons peuvent expliquer ces écarts significatifs. D'abord, l'estimation de la CVD peut inclure certains décès qui surviennent à l'étranger, ce que n'incluent pas les statistiques de l'état civil. Dans la CVD, si le pays de décès est connu et qu'il est à l'étranger, alors le décès ne fait pas partie de la comparaison des personnes décédées du [tableau 10.1.3.1a](#). Cependant, si la personne n'a pas été trouvée dans les dossiers des statistiques de l'état civil et que le pays de décès est inconnu, elle sera alors classée par défaut dans sa plus récente province de résidence au Canada. Cette situation se produit notamment dans le cas des personnes présumées décédées dans les données fiscales seulement. La strate des décès de la base du Recensement de 2011 contient plusieurs de ces personnes (environ 20 000). Certaines d'entre elles sont probablement décédées au Canada et pourraient peut-être être trouvées dans les dossiers des statistiques de l'état civil à l'aide de recherches manuelles plus approfondies. Par contre, certaines de ces personnes sont probablement décédées à l'extérieur du pays et n'apparaissent pas dans les dossiers des statistiques de l'état civil. Le [tableau 10.1.3.1b](#) permet de comparer l'estimation de la CVD du nombre de personnes décédées pendant la période intercensitaire (du 10 mai 2011 au 9 mai 2016) selon la province de décès indiquée dans les dossiers des statistiques de l'état civil (donc seulement pour les personnes trouvées dans ces dossiers) aux chiffres tirés des dossiers des statistiques de l'état civil. Les différences qui étaient significatives (Canada, Québec et Ontario) ne le sont alors plus, les valeurs *t* se situant

près de 1,0. Cependant, la différence devient alors significative au Nouveau-Brunswick (-2 031, et une valeur t de -2,50). Même si ces derniers résultats ne semblent pas démontrer d'enjeux liés aux estimations de la CVD du nombre de personnes décédées, des mesures de vérification plus approfondies ont été effectuées afin de confirmer qu'aucune erreur de classification ou d'autre nature ne sont en cause dans les opérations et dans les estimations. Aucun problème à cet effet n'a été détecté.

Tableau 10.1.3.1b

Comparaison entre le nombre estimé de personnes décédées et liées aux statistiques de l'état civil de la Contre-vérification des dossiers (CVD) et le chiffre des statistiques de l'état civil pour les provinces

Provinces	Personnes décédées 10 mai 2011 au 9 mai 2016			Écart	Valeur t^1
	CVD		Chiffre des statistiques de l'état civil		
	Nombre estimé	Erreur- type			
Total	1 290 168	17 798	1 272 012	18 156	1,02
Terre-Neuve-et-Labrador	23 683	607	24 523	-840	-1,38
Île-du-Prince-Édouard	6 270	228	6 339	-69	-0,30
Nouvelle-Écosse	44 383	1 380	44 267	116	0,08
Nouveau-Brunswick	31 729	812	33 760	-2 031	-2,50
Québec	316 229	8 236	309 610	6 619	0,80
Ontario	488 235	14 085	471 685	16 550	1,18
Manitoba	51 284	2 151	51 999	-715	-0,33
Saskatchewan	48 383	2 395	46 771	1 612	0,67
Alberta	111 366	3 296	114 820	-3 454	-1,05
Colombie-Britannique	168 607	5 076	168 238	369	0,07

1. Une valeur t supérieure à 1,96 ou inférieure à -1,96 signifie que l'écart est significatif au seuil de 95 %.

Sources : Statistique Canada, Contre-vérification des dossiers de 2016 et estimations démographiques.

Migration interprovinciale

Le [tableau 10.1.3.2](#) compare les estimations du solde migratoire interprovincial intercensitaire de la CVD avec les chiffres correspondants calculés par le PED au moyen des fichiers de l'ARC. En général, les données sur les migrants interprovinciaux ne sont pas comparables, car la CVD ne prend en compte que les migrations survenues entre la date de référence de la base de sondage (p. ex. le 10 mai 2011 pour la base du recensement) et le jour du Recensement de 2016, alors que les estimations du PED prennent en compte les migrations annuelles. Pour cette raison, seules les estimations du solde migratoire interprovincial sont présentées. De plus, la stratification de la base du Recensement de 2011 à l'aide de la province fiscale la plus récente a permis une meilleure précision des estimations provinciales des personnes omises au Recensement de 2016, mais rend plus difficile l'estimation du solde migratoire interprovincial par la CVD pour l'échantillon provenant de cette base de sondage.

Un seul des écarts observés était statistiquement significatif, soit au Manitoba (valeur t de -2,18), où la CVD a estimé un solde migratoire beaucoup plus négatif que l'estimation du PED. Les deux sources ont estimé un solde migratoire négatif, mais l'ampleur de ce solde différait selon la source. Cette différence pourrait s'expliquer par l'erreur due à l'échantillonnage de l'échantillon de la base du Recensement de 2011 ainsi que par un plus grand nombre d'immigrants récents ayant quitté cette province selon la CVD. Dans le cas de l'Île-du-Prince-Édouard, du Québec et de l'Ontario, les écarts étaient élevés, mais non significatifs. Tout comme dans le cas du Manitoba, la CVD a estimé un solde migratoire beaucoup plus négatif que l'estimation du PED pour l'Île-du-Prince-Édouard et le Québec. Les analyses pour ces deux provinces laissent entendre que cet écart était surtout causé par les migrations d'immigrants récemment établis qui n'étaient pas totalement relevées par les données fiscales utilisées par le PED. En Ontario, la CVD a estimé un solde migratoire légèrement positif, ce qui est contraire à l'estimation négative du PED. Cet écart pourrait être le reflet de la situation observée dans plusieurs autres provinces. La CVD

pourrait signaler les migrations interprovinciales de certains immigrants récents qui n'ont pas été mesurées par le PED. À Terre-Neuve-et-Labrador, le solde migratoire de la CVD était négatif, mais il était positif selon l'ARC. Cependant, la valeur t était inférieure à 1. Dans les cinq autres provinces, les estimations de la CVD et de l'ARC étaient semblables et allaient dans la même direction.

Tableau 10.1.3.2

Comparaison entre les estimations du solde migratoire interprovincial de la Contre-vérification des dossiers (CVD) et le chiffre de l'Agence du revenu du Canada (ARC) pour les provinces

Provinces	Solde migratoire interprovincial					
	CVD ¹			Chiffre de l'ARC	Écart	Valeur t^2
	Taille de l'échantillon	Nombre estimé	Erreur-type			
Terre-Neuve-et-Labrador	324	-2 700	5 090	1 515	-4 215	-0,83
Île-du-Prince-Édouard	401	-6 633	2 372	-3 052	-3 581	-1,51
Nouvelle-Écosse	562	-10 396	6 883	-10 085	-311	-0,05
Nouveau-Brunswick	367	-9 601	6 138	-12 078	2 477	0,40
Québec	330	-87 114	15 401	-57 895	-29 219	-1,90
Ontario	1 170	3 820	24 783	-40 421	44 241	1,79
Manitoba	363	-44 076	7 614	-27 459	-16 617	-2,18
Saskatchewan	525	-7 034	7 311	-7 555	521	0,07
Alberta	1 213	104 520	19 797	110 364	-5 844	-0,30
Colombie-Britannique	943	59 214	18 291	46 666	12 548	0,69

1. La CVD exclut les personnes habitant dans une province le 10 mai 2016 qui vivaient dans un des trois territoires cinq ans auparavant, soit le 10 mai 2011.

2. Une valeur t supérieure à 1,96 ou inférieure à -1,96 signifie que l'écart est significatif au seuil de 95 %.

Sources : Statistique Canada, Contre-vérification des dossiers de 2016 et estimations démographiques.

10.1.4 Composantes de la croissance démographique

Une comparaison approfondie entre les estimations des composantes de la croissance démographique intercensitaire de la CVD et les estimations de la population, établies à partir de sources de données administratives, a été effectuée par les démographes de la Division de la démographie (ce sujet est aussi abordé à la [section 10.3](#)). Les estimations des composantes démographiques de la CVD sont un sous-produit de la CVD et, par conséquent, ne sont pas nécessairement très précises. Cependant, ces données renseignent sur les composantes de la croissance démographique, qui pourraient potentiellement être plus liées aux erreurs de mesure du PED.

Les estimations de l'accroissement total selon ces deux sources sont présentées dans le [tableau 10.1.4](#). Les estimations des Canadiens de retour et des personnes résidant dans les réserves indiennes ou établissements indiens partiellement dénombrés en 2011 et dénombrés en 2016 ont été ajoutées aux estimations de la CVD pour les rendre comparables aux estimations du PED. Les estimations du PED proviennent de la combinaison de plusieurs composantes de la croissance démographique, comme les naissances, les décès et l'immigration, qui sont sujettes à des erreurs d'estimation plus ou moins grandes selon la source.

À l'échelon national, l'estimation de la CVD est inférieure de 126 121 (ou 6,8 %) à l'estimation du PED. À l'échelon provincial, les écarts les plus grands sont observés pour le Québec (-79 610) et la Colombie-Britannique (34 258).

Tableau 10.1.4
Comparaison des estimations de l'accroissement de la population de la Contre-vérification des dossiers (CVD) et des estimations démographiques pour les provinces

Provinces	Accroissement de la population 10 mai 2011 au 9 mai 2016		Écart
	CVD	Estimations démographiques	
	nombre estimé		
Total	1 733 333	1 859 454	-126 121
Terre-Neuve-et-Labrador	1 470	5 737	-4 267
Île-du-Prince-Édouard	814	5 526	-4 712
Nouvelle-Écosse	2 414	4 442	-2 028
Nouveau-Brunswick	2 929	1 635	1 294
Québec	225 069	304 679	-79 610
Ontario	638 000	665 738	-27 738
Manitoba	63 289	83 330	-20 041
Saskatchewan	68 925	81 427	-12 502
Alberta	442 575	453 350	-10 775
Colombie-Britannique	287 848	253 590	34 258

Sources : Statistique Canada, Contre-vérification des dossiers de 2016 et estimations démographiques.

10.2 Étude sur le surdénombrement du recensement

De nombreux changements ont été apportés à la méthodologie de l'ESR de 2016 afin de déceler un plus grand nombre de cas de surdénombrement qu'en 2011. L'évaluation qui permet de rendre compte du succès de l'ESR de 2016 poursuit deux objectifs : mesurer le surdénombrement que l'ESR n'a pas décelé et quantifier l'amélioration attribuable aux changements méthodologiques apportés depuis 2011. L'EAA représente un outil utile pour atteindre les deux objectifs, parce que sa méthodologie est demeurée essentiellement la même depuis 2001. Elle est particulièrement utile pour résoudre le problème non négligeable consistant à ventiler tout accroissement du surdénombrement estimé en deux composantes : la première est attribuable à un accroissement du surdénombrement dans la population étudiée et la deuxième, à la détection de cas supplémentaires de surdénombrement à l'aide de la méthodologie améliorée de l'ESR.

10.2.1 Comparaison des EAA de 2011 et 2016

La même méthodologie a servi à réaliser l'EAA de 2011 et l'EAA de 2016. Les deux études ont ensuite fait l'objet d'une comparaison. Ainsi, il a été possible d'estimer les différences relatives de surdénombrement à plusieurs échelons (p. ex. national, provincial et territorial) entre 2011 et 2016. Les résultats de cette comparaison sont présentés dans le tableau 10.2.1.

Tableau 10.2.1

Comparaison du surdénombrement estimé entre l'Étude par appariement automatisé (EAA) de 2011 et de 2016, Canada, provinces et territoires

Provinces et territoires	Nombre estimé de personnes surdénombrées		Différence relative (%)
	EAA de 2011	EAA de 2016	
Canada	430 702	464 993	8
Terre-Neuve-et-Labrador	7 221	7 350	2
Île-du-Prince-Édouard	1 445	1 348	-7
Nouvelle-Écosse	10 983	10 435	-5
Nouveau-Brunswick	12 708	11 006	-13
Québec	106 720	112 749	6
Ontario	146 962	154 761	5
Manitoba	11 171	12 235	10
Saskatchewan	12 421	13 089	5
Alberta	41 997	49 119	17
Colombie-Britannique	77 951	91 772	18
Yukon	643	527	-18
Territoires du Nord-Ouest	355	273	-23
Nunavut	124	329	165

Sources : Statistique Canada, Étude par appariement automatisé de 2011 et 2016.

L'EAA de 2016 a révélé que le surdénombrement a encore une fois augmenté, comme ce fut le cas entre chacun des recensements précédents. L'EAA de 2016 a fait état d'une hausse de 8,0 % du nombre estimé de personnes surdénombrées par rapport à l'EAA de 2011. Ce résultat est conforme à l'estimation produite par l'ESR qui indiquait une augmentation relative de 11,8 %. L'accroissement observé d'une étude à l'autre est plus proche cette fois-ci comparativement à celui observé entre 2006 et 2011.

Aux échelons provincial et territorial, la variation entre les estimations de l'EAA de 2011 et celle de 2016 était positive dans le cas de huit des treize provinces et territoires. La variation du surdénombrement estimé entre les recensements de 2011 et de 2016 allait dans le même sens dans le cas de l'EAA et de l'ESR pour l'ensemble des provinces et territoires à l'exception de trois, à savoir l'Île-du-Prince-Édouard, la Nouvelle-Écosse et le Nouveau-Brunswick, où le surdénombrement estimé d'après l'EAA a diminué, alors que l'estimation produite par l'ESR indique qu'il a augmenté. De 2006 à 2011, la variation allait dans des sens opposés à deux endroits, soit à l'Île-du-Prince-Édouard et au Manitoba.

10.2.2 Comparaison de l'ESR de 2016 avec l'EAA de 2016

Les résultats de l'ESR de 2016 sont comparés à ceux de l'EAA de 2016 pour estimer le surdénombrement manqué par l'ESR, mais décelé par l'EAA et, inversement, le surdénombrement manqué par l'EAA, mais décelé par l'ESR, ainsi que le surdénombrement identifié dans les deux études. Des différences de ce genre sont attendues, en raison des approches différentes suivies pour réaliser l'ESR (axée sur la personne) et l'EAA (axée sur le ménage). La comparaison est effectuée en deux étapes.

La première étape consiste à estimer le surdénombrement décelé à la fois par l'EAA et l'ESR dans les bases de sondage de l'ESR, c'est-à-dire le surdénombrement dans le **domaine EAA de l'ESR**. Ce surdénombrement est estimé en appariant les paires de personnes qui se trouvent dans la base de sondage de l'EAA avec les doublons de l'échantillon de l'ESR. Il est estimé au moyen de l'échantillon de l'ESR.

Rapport technique sur la couverture

La deuxième étape consiste à estimer le surdénombrement que l'EAA a pu déceler contrairement à l'ESR. Ce surdénombrement est égal au surdénombrement total pour l'ensemble des paires de ménages de l'EAA qui ne contiennent aucune paire de personnes de l'ESR. Il est estimé en appariant les paires des bases de l'ESR avec les doublons de l'échantillon de l'EAA. Les doublons de l'EAA non appariés constituent la partie qui n'a pas été relevée par l'ESR.

Les résultats de la comparaison de l'ESR et de l'EAA sont présentés dans le tableau 10.2.2.

Tableau 10.2.2
Comparaison de l'Étude sur le surdénombrement du recensement (ESR) de 2016 avec l'Étude par appariement automatisé (EAA) de 2016

Univers de l'ESR		Univers de l'EAA	
Surdénombrement estimé : 695 828		Surdénombrement estimé : 464 993	
Surdénombrement commun aux deux études (ESR et EAA)	433 140 62,2 % du total de l'ESR	Surdénombrement commun aux deux études (ESR et EAA)	453 484 97,5 % du total de l'EAA
Surdénombrement trouvé par l'ESR, mais PAS par l'EAA	262 688 37,8 % du total de l'ESR	Aucun surdénombrement trouvé dans l'EAA	
Aucun surdénombrement trouvé dans l'ESR		Surdénombrement trouvé par l'EAA, mais PAS par l'ESR	11 508 2,5 % du total de l'EAA

Sources : Statistique Canada, Étude par appariement automatisé de 2016 et Étude sur le surdénombrement du Recensement de 2016.

La partie gauche du tableau 10.2.2 contient les estimations nationales fondées sur l'échantillon de l'ESR :

- Surdénombrement dans la base de sondage de l'ESR : 695 828;
- Surdénombrement dans la base de sondage initiale de l'ESR ainsi que dans la base de sondage de l'EAA : 433 140, soit 62,2 % du surdénombrement total détecté au moyen de l'ESR;
- Surdénombrement dans la base de sondage de l'ESR, mais non dans la base de sondage de l'EAA : 262 688, soit 37,8 % du surdénombrement total détecté au moyen de l'ESR.

La partie droite, quant à elle, contient les estimations nationales fondées sur l'échantillon de l'EAA :

- Surdénombrement dans la base de sondage de l'EAA : 464 993;
- Surdénombrement dans la base de sondage de l'ESR ainsi que dans la base de sondage de l'EAA : 453 484, soit 97,5 % du surdénombrement total décelé au moyen de l'EAA;
- Surdénombrement dans la base de sondage de l'EAA, mais non dans la base de sondage de l'ESR : 11 508, soit 2,5 % du surdénombrement total décelé au moyen de l'EAA.

Comme présenté dans le [tableau 10.2.2](#), l'ESR et l'EAA peuvent toutes deux être utilisées pour estimer le surdénombrement couvert par les deux études. Pour cette portion commune, l'estimation de l'EAA est supérieure de 20 344 à celle de l'ESR. Les deux estimations sont cohérentes entre elles et, à un niveau de confiance de 95 %, leur différence n'est pas statistiquement significative.

10.3 Estimations démographiques

10.3.1 Erreur en fin de période

Le PED de Statistique Canada établit la population des provinces et des territoires au jour du recensement en additionnant les chiffres de la population du recensement, les estimations du sous-dénombrement net du recensement (SDNR) et l'estimation des populations des réserves indiennes partiellement dénombrées. Le PED reconduit ensuite au 1^{er} juillet ces chiffres rajustés qui deviennent le point de départ des estimations postcensitaires de la population.

Au moment de l'établissement de ces chiffres rajustés, le PED procède à une évaluation de la qualité des estimations postcensitaires qu'il a produites dans la période quinquennale précédant le recensement. L'évaluation porte sur l'écart entre le chiffre des estimations postcensitaires au jour du recensement et le chiffre rajusté de la population de ce recensement. Cet écart est appelé erreur en fin de période. L'examen détaillé de cette erreur constitue la principale mesure de la qualité des estimations postcensitaires.

Le tableau 10.3.1 présente les erreurs en fin de période pour 2006, 2011 et 2016, et ce, selon la province et le territoire ainsi que pour l'ensemble du Canada. Rappelons qu'une erreur en fin de période est dite positive lorsque l'estimation démographique postcensitaire est plus élevée que le chiffre du recensement rajusté. À l'échelle nationale, l'erreur en fin de période pour 2016 se chiffre à 110 310, pour un taux d'erreur de 0,31 %. Les estimations démographiques à l'échelle nationale ont donc surestimé la population du pays. L'erreur et le taux d'erreur en 2016 sont plus faibles que ceux de 2011, mais plus élevés que ceux de 2006⁹. Cinq provinces affichent une erreur en fin de période supérieure à 1 % ou inférieure à -1 % en 2016 : l'Île-du-Prince-Édouard (1,88 %), le Québec (1,05 %), la Saskatchewan (1,06 %), l'Alberta (1,05 %) et la Colombie-Britannique (-2,07 %). En comparaison, en 2011, quatre provinces et deux territoires présentaient de telles erreurs en fin de période. En 2016, sept provinces et un territoire affichent une erreur en fin de période plus élevée qu'en 2011 (en valeur absolue).

9. Les erreurs en fin de période pour 2006 et 2011 sont celles calculées avec une estimation postcensitaire à la date des recensements de 2006 et de 2011 modifiée en 2018 à la suite d'une révision des composantes.

Tableau 10.3.1
Erreur en fin de période pour le Canada, provinces et territoires, 2006, 2011 et 2016

Provinces et territoires	2006		2011		2016	
	nombre	taux (%)	nombre	taux (%)	nombre	taux (%)
Canada	32 129	0,10	144 554	0,42	110 310	0,31
Terre-Neuve-et-Labrador	-1 641	-0,32	-11 106	-2,12	975	0,18
Île-du-Prince-Édouard	-8	-0,01	2 169	1,51	2 745	1,88
Nouvelle-Écosse	-4 328	-0,46	4 819	0,51	6 673	0,71
Nouveau-Brunswick	2 681	0,36	1 446	0,19	-6 100	-0,80
Québec	21 219	0,28	-24 472	-0,31	86 265	1,05
Ontario	16 311	0,13	108 846	0,82	60 683	0,44
Manitoba	-5 987	-0,51	21 425	1,74	3 644	0,28
Saskatchewan	-3 784	-0,38	-7 871	-0,74	11 960	1,06
Alberta	-51 338	-1,51	-3 378	-0,09	44 099	1,05
Colombie-Britannique	61 367	1,45	52 356	1,17	-100 403	-2,07
Yukon	-1 031	-3,20	103	0,29	-317	-0,83
Territoires du Nord-Ouest	-924	-2,14	700	1,61	-58	-0,13
Nunavut	-408	-1,33	-483	-1,42	144	0,39

Source : Statistique Canada, Division de la démographie.

10.3.2 Exactitude des estimations postcensitaires

Aux fins de la production des estimations démographiques par le PED, les chiffres du recensement sont rajustés pour le SDNR par les études de couverture du recensement. Or, comme ces études se basent en partie sur des enquêtes par échantillon, les résultats du SDNR comportent une certaine variabilité statistique attribuable à l'échantillonnage. Afin de déterminer si les erreurs en fin de période présentées précédemment sont statistiquement significatives, il faut donc tenir compte de l'erreur-type des chiffres du recensement rajustés. Par ailleurs, étant donné que les chiffres rajustés du Recensement de 2011 ont servi de base aux estimations postcensitaires 2011 à 2016, une erreur-type qui combine la variabilité statistique des chiffres rajustés des recensements de 2011 et de 2016 a été calculée pour le Canada et pour chaque province et territoire.

Le tableau 10.3.2 présente l'erreur en fin de période pour le Canada, les provinces et les territoires en 2016, de même que l'erreur-type combinée des chiffres rajustés des recensements de 2011 et de 2016 et la valeur statistique t^{10} . L'erreur en fin de période est statistiquement significative à un niveau de confiance de 95 % pour l'Île-du-Prince-Édouard, le Québec, l'Alberta et la Colombie-Britannique. Pour ces provinces, la variabilité attribuable à l'échantillonnage des chiffres rajustés des recensements de 2011 et de 2016 ne permet donc pas d'expliquer la plus grande part de l'erreur en fin de période.

10. Si la valeur t est supérieure à 1,96 ou inférieure à -1,96, alors l'estimation du PED est statistiquement différente du chiffre du recensement rajusté à un niveau de confiance de 95 %.

Tableau 10.3.2

Incidence de la variabilité statistique des recensements rajustés sur l'exactitude des estimations démographiques, Canada, provinces et territoires, 2011 à 2016

Provinces et territoires	Erreur en fin de période	Erreur-type combinée des recensements rajustés de 2011 et 2016	Valeur t ¹
		nombre	
Canada	110 310	64 314	1,72
Terre-Neuve-et-Labrador	975	3 197	0,31
Île-du-Prince-Édouard	2 745	1 186	2,31
Nouvelle-Écosse	6 673	5 692	1,17
Nouveau-Brunswick	-6 100	3 762	-1,62
Québec	86 265	28 327	3,05
Ontario	60 683	49 534	1,23
Manitoba	3 644	7 091	0,51
Saskatchewan	11 960	7 067	1,69
Alberta	44 099	20 627	2,14
Colombie-Britannique	-100 403	21 727	-4,62
Yukon	-317	361	-0,88
Territoires du Nord-Ouest	-58	415	-0,14
Nunavut	144	655	0,22

1. Une valeur t supérieure à 1,96 ou inférieure à -1,96 signifie que l'écart est significatif au seuil de 95 %.

Source : Statistique Canada, Division de la démographie.

Les composantes de l'accroissement démographique estimées par le PED ont été comparées à celles tirées d'autres sources, principalement de la Contre-vérification des dossiers (CVD), afin de déterminer les composantes qui pourraient être plus étroitement liées à l'erreur en fin de période. Cette analyse s'est concentrée sur les quatre provinces pour lesquelles l'erreur était significative sur le plan statistique. La migration interprovinciale, notamment celle des immigrants récents, pourrait expliquer une partie de l'erreur en fin de période calculée pour l'Île-du-Prince-Édouard et le Québec. En plus de la variabilité dans la mesure de l'erreur nette de couverture, plusieurs composantes de l'accroissement démographique pourraient contribuer à l'erreur calculée pour l'Alberta et la Colombie-Britannique. Cependant, il est difficile d'isoler un facteur principal. Enfin, de manière générale, l'émigration demeure un phénomène démographique particulièrement difficile à mesurer.

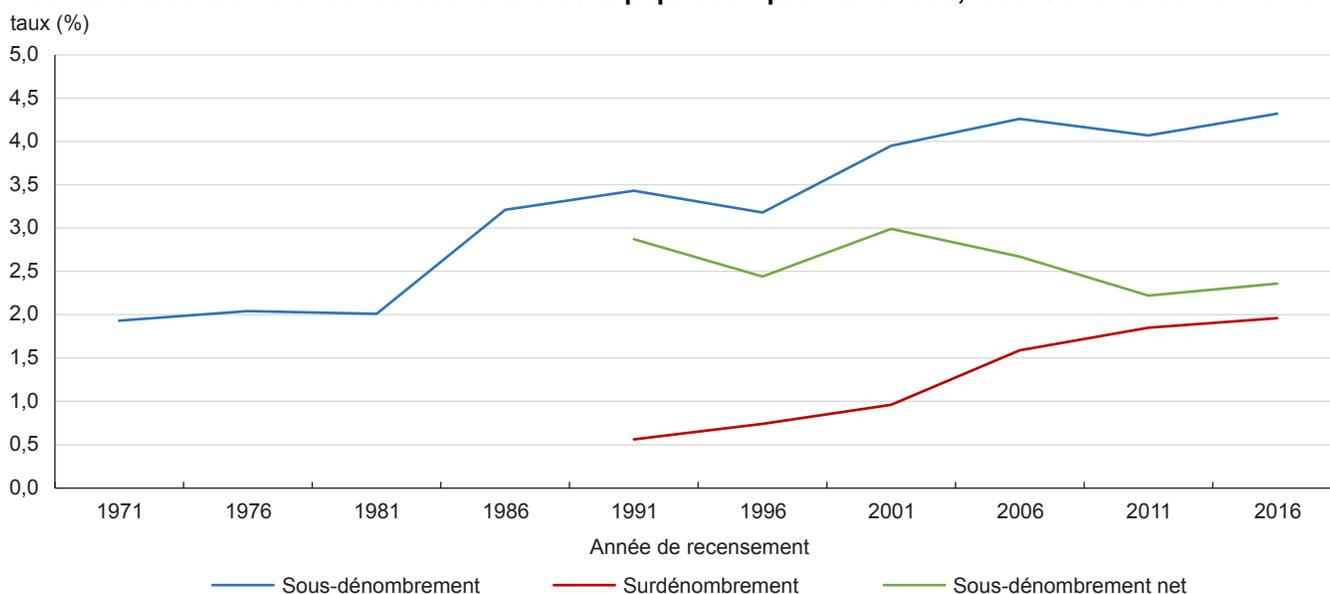
11. Estimations historiques des erreurs de couverture de la population

11.1 Estimations

La présente section renferme des estimations historiques des erreurs de couverture de la population. Le graphique 11.1a présente le taux estimé de sous-dénombrement de la population \hat{T}_S , du Recensement de 1971 au Recensement de 2016, ainsi que le taux estimé de surdénombrement de la population \hat{T}_R et de sous-dénombrement net de la population \hat{T}_N , du Recensement de 1991 au Recensement de 2016. Le surdénombrement et le sous-dénombrement net remontent à 1991 étant donné que le taux estimé de surdénombrement a été établi pour la première fois lors du Recensement de 1991, après une étude expérimentale portant sur le Recensement de 1986.

Graphique 11.1a

Estimations du taux d'erreur de couverture de la population pour le Canada, recensements de 1971 à 2016



Sources : Statistique Canada, Études de couverture des recensements de 1971 à 2016.

Tableau de données du graphique 11.1a

Année de recensement	Taux de sous-dénombrement estimé	Taux de surdénombrement estimé	Taux de sous-dénombrement net estimé
	taux (%)		
1971	1,93
1976	2,04
1981	2,01
1986	3,21
1991	3,43	0,56	2,87
1996	3,18	0,74	2,44
2001	3,95	0,96	2,99
2006	4,26	1,59	2,67
2011	4,07	1,85	2,22
2016	4,32	1,96	2,36

.. indisponible pour une période de référence précise

Sources: StaStatistique Canada, Études de couverture des recensements de 1971 à 2016.

Les erreurs de couverture de la population constituent une préoccupation importante en ce qui concerne la qualité des données; le sous-dénombrement a plus que doublé depuis 1981 et le surdénombrement est deux fois et demie plus élevé qu'en 1996. Les variations du sous-dénombrement net d'un recensement à l'autre reflètent les changements du sous-dénombrement et du surdénombrement, qui reflètent à leur tour les changements touchant la situation démographique, la situation des particuliers dans les ménages, la méthodologie du recensement et les modifications apportées à la méthodologie relative aux études de couverture. Cette dernière question est abordée à la [section 11.2](#).

Comme indiqué au [graphique 11.1a](#), le taux de sous-dénombrement a légèrement augmenté en 2016, alors que le taux de surdénombrement a très peu changé. Le taux de sous-dénombrement a peu varié lors des Recensements de 1971 à 1981, avant d'augmenter de 1,2 point de pourcentage au Recensement de 1986. Il s'est ensuite relativement maintenu de 1986 à 1996, avant d'augmenter de nouveau de 0,78 point de pourcentage en 2001. Puis, il est resté de nouveau assez stable lors des recensements de 2001 à 2016, avec des hausses et des baisses légères en alternance. Comme mentionné, une partie de ces fluctuations, y compris l'augmentation observée en 2016, peut être expliquée par les améliorations apportées à la méthodologie des études de couverture décrite à la [section 11.2](#).

Le taux de surdénombrement a augmenté à chaque recensement depuis qu'il a été mesuré pour la première fois. L'augmentation du taux de surdénombrement de 0,96 % à 1,59 % entre 2001 et 2006 constitue la principale augmentation enregistrée. En 2016, ce taux a atteint un sommet de 1,96 %, bien que l'augmentation par rapport à 2011 ne soit pas statistiquement significative.

En 2016, le sous-dénombrement net a légèrement augmenté, après avoir diminué lors des deux précédents recensements, mais il s'agit tout de même du deuxième taux le plus bas observé depuis que le sous-dénombrement net est mesuré au recensement, et l'augmentation par rapport au taux de 2011 n'est pas statistiquement significative.

Si l'on examine le sous-dénombrement depuis le Recensement de 1981, l'augmentation constatée lors du Recensement de 1986 a donné lieu à la création du Registre des adresses (RA) dans le cadre du Recensement de 1991. Le RA constituait une liste distincte des logements urbains qui auraient dû être dénombrés. Lors du Recensement de 1996, l'intervention d'un agent recenseur pour remplacer l'autodénombrement dans certains centres-villes des grandes villes a permis de réduire le taux de sous-dénombrement. Par ailleurs, le fait de devancer le jour du recensement, du début du mois de juin au milieu du mois de mai, a amélioré le contrôle du sous-dénombrement étant donné que les personnes étaient plus susceptibles d'être à la maison et moins susceptibles d'être sur le point de déménager. En 2006, l'envoi postal des questionnaires dans les zones urbaines a permis de diminuer le nombre d'employés nécessaires à la collecte. L'introduction des réponses par Internet a également permis de diminuer les problèmes de saisie des données. En 2011, l'adoption de la méthodologie par vague a permis de mieux concentrer les efforts de suivi du recensement, et une forte augmentation des réponses par Internet a une fois de plus permis de réduire les problèmes de saisie des données. La disparition du questionnaire détaillé a probablement contribué à diminuer légèrement le taux de non-réponse au recensement. En 2016, le retour du questionnaire détaillé obligatoire, la tendance à l'augmentation des réponses par Internet et le mouvement d'appui de la population envers le recensement ont permis de diminuer le taux de non-réponse au recensement et d'en améliorer la qualité globale.

Le tableau 11.1a et le tableau 11.1b présentent l'estimation du sous-dénombrement. Il convient de signaler que l'année 1971 n'est pas comprise dans le tableau 11.1b étant donné que des estimations pour des groupes d'âge différents ont été établies pour les personnes de plus de 24 ans.

Rapport technique sur la couverture

Tableau 11.1a

Estimations du taux de sous-dénombrement de la population et de l'erreur-type pour le Canada, provinces et territoires, Recensement de 1971 au Recensement de 2016¹

Provinces et territoires	1971		1976		1981	
	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type
	pourcentage					
Canada	1,93	0,09	2,04	0,10	2,01	0,09
Terre-Neuve-et-Labrador	2,25	0,72	1,10	0,39	1,74	0,45
Île-du-Prince-Édouard	1,23	1,13	0,38	0,25	1,17	0,54
Nouvelle-Écosse	1,33	0,45	0,86	0,34	1,05	0,34
Nouveau-Brunswick	1,65	0,56	2,16	0,37	1,81	0,30
Québec	2,10	0,19	2,95	0,25	1,91	0,21
Ontario	1,68	0,12	1,52	0,17	1,94	0,14
Manitoba	1,13	0,38	1,07	0,33	0,98	0,35
Saskatchewan	1,00	0,37	1,33	0,34	0,99	0,37
Alberta	2,55	0,44	1,49	0,26	2,54	0,36
Colombie-Britannique	2,89	0,39	3,13	0,31	3,16	0,33
Yukon
Territoires du Nord-Ouest
Nunavut

Provinces et territoires	1986		1991		1996	
	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type
	pourcentage					
Canada	3,21	0,13	3,43	0,12	3,18	0,09
Terre-Neuve-et-Labrador	1,92	0,33	2,47	0,30	2,45	0,29
Île-du-Prince-Édouard	2,14	0,80	1,67	0,23	1,76	0,28
Nouvelle-Écosse	2,15	0,34	2,25	0,36	2,70	0,27
Nouveau-Brunswick	2,71	0,33	3,71	0,42	2,49	0,28
Québec	2,91	0,31	3,18	0,20	2,46	0,18
Ontario	3,43	0,19	4,23	0,28	3,40	0,18
Manitoba	2,94	0,40	2,31	0,36	2,55	0,29
Saskatchewan	2,38	0,37	2,15	0,32	3,30	0,32
Alberta	3,00	0,32	2,51	0,27	2,99	0,24
Colombie-Britannique	4,48	0,36	3,42	0,24	4,58	0,24
Yukon	4,12	0,58	3,92	0,51
Territoires du Nord-Ouest	5,73	0,57	4,28	0,67
Nunavut	6,54	0,63

Rapport technique sur la couverture

Tableau 11.1a

Estimations du taux de sous-dénombrement de la population et de l'erreur-type pour le Canada, provinces et territoires, Recensement de 1971 au Recensement de 2016¹

Provinces et territoires	2001		2006		2011		2016	
	Taux estimé	Erreur-type						
	pourcentage							
Canada	3,95	0,13	4,26	0,17	4,07	0,16	4,32	0,11
Terre-Neuve-et-Labrador	2,43	0,32	2,62	0,54	3,70	0,53	3,94	0,36
Île-du-Prince-Édouard	1,89	0,53	3,04	0,52	3,90	0,62	4,01	0,57
Nouvelle-Écosse	3,44	0,41	4,02	0,54	4,04	0,54	3,70	0,30
Nouveau-Brunswick	3,57	0,42	3,56	0,43	2,64	0,43	4,24	0,34
Québec	2,93	0,26	2,46	0,32	2,99	0,29	2,57	0,21
Ontario	4,56	0,25	5,18	0,34	4,47	0,32	4,63	0,22
Manitoba	3,49	0,43	4,32	0,57	3,11	0,48	3,95	0,35
Saskatchewan	3,18	0,37	3,81	0,50	4,43	0,57	4,99	0,37
Alberta	3,18	0,33	4,74	0,49	5,11	0,45	4,51	0,30
Colombie-Britannique	5,30	0,34	4,83	0,41	4,31	0,41	6,31	0,31
Yukon	5,59	1,16	7,23	0,64	6,30	0,81	8,42	0,45
Territoires du Nord-Ouest	9,10	0,80	5,74	0,57	5,99	0,69	7,83	0,53
Nunavut	5,07	1,39	5,55	0,60	7,39	1,65	4,25	0,59

.. indisponible pour une période de référence précise

... n'ayant pas lieu de figurer

1. À l'exclusion des réserves indiennes partiellement dénombrées. Les chiffres de 1991 et ceux des recensements subséquents comprennent les résidents non permanents et les territoires. Les chiffres tiennent compte des modifications apportées à la publication initiale de 1986. Les chiffres ne comprennent pas les estimations des personnes omises dans les logements classés par erreur comme étant inoccupés en 1971 et en 1976.

Sources : Statistique Canada, Études de couverture du Recensement de 1971 au Recensement de 2016.

Rapport technique sur la couverture

Tableau 11.1b
Estimations du taux de sous-dénombrement de la population et de l'erreur-type, sexe et groupe d'âge
pour le Canada, Recensement 1976 au Recensement de 2016^{1,2}

Sexe et groupe d'âge	1976		1981		1986	
	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type
	pourcentage					
Les deux sexes	2,04	0,10	2,01	0,09	3,21	0,13
0 à 4 ans	2,31	0,28	1,21	0,22	2,14	0,49
5 à 14 ans	1,20	0,16	1,23	0,21	2,08	0,26
15 à 17 ans ²	1,99	0,38	2,96	0,52	3,58	0,60
18 à 19 ans
20 à 24 ans	5,31	0,38	5,51	0,29	8,66	0,46
25 à 34 ans	2,85	0,28	2,31	0,28	4,51	0,35
35 à 44 ans	1,54	0,26	2,20	0,26	2,32	0,31
45 à 54 ans	1,22	0,33	0,81	0,23	1,58	0,29
55 à 64 ans	0,92	0,20	0,91	0,29	2,06	0,31
65 ans ou plus	1,20	0,25	0,71	0,30	1,76	0,31
Hommes	2,46	0,17	2,37	0,13	3,75	0,16
0 à 4 ans	2,53	0,46	1,32	0,33	2,22	0,67
5 à 14 ans	1,14	0,21	1,27	0,29	1,98	0,32
15 à 17 ans ²	1,93	0,48	3,12	0,68	4,09	0,74
18 à 19 ans
20 à 24 ans	5,99	0,52	6,03	0,48	10,36	0,57
25 à 34 ans	3,64	0,46	2,70	0,44	5,43	0,45
35 à 44 ans	2,33	0,48	3,42	0,40	3,29	0,51
45 à 54 ans	1,63	0,41	1,21	0,38	1,95	0,52
55 à 64 ans	1,28	0,34	0,91	0,40	1,88	0,47
65 ans ou plus	1,90	0,44	0,69	0,47	1,57	0,50
Femmes	1,61	0,10	1,65	0,12	2,68	0,17
0 à 4 ans	2,07	0,36	1,10	0,33	2,06	0,62
5 à 14 ans	1,26	0,27	1,19	0,31	2,20	0,33
15 à 17 ans ²	2,05	0,51	2,80	0,73	3,05	0,76
18 à 19 ans
20 à 24 ans	4,62	0,48	4,98	0,43	6,89	0,72
25 à 34 ans	2,03	0,38	1,92	0,32	3,59	0,45
35 à 44 ans	0,72	0,24	0,93	0,31	1,33	0,32
45 à 54 ans	0,81	0,38	0,41	0,26	1,20	0,35
55 à 64 ans	0,58	0,25	0,92	0,34	2,23	0,50
65 ans ou plus	0,64	0,38	0,71	0,42	1,89	0,44

Rapport technique sur la couverture

Tableau 11.1b

Estimations du taux de sous-dénombrement de la population et de l'erreur-type, sexe et groupe d'âge pour le Canada, Recensement 1976 au Recensement de 2016^{1,2}

Sexe et groupe d'âge	1991		1996		2001	
	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type
	pourcentage					
Les deux sexes	3,43	0,12	3,18	0,09	3,95	0,13
0 à 4 ans	3,55	0,49	2,89	0,36	4,42	0,71
5 à 14 ans	2,49	0,27	1,45	0,14	2,90	0,38
15 à 17 ans ²	3,75	0,42	3,48	0,42	4,36	0,53
18 à 19 ans
20 à 24 ans	8,18	0,52	8,00	0,34	9,85	0,62
25 à 34 ans	5,65	0,35	5,81	0,29	8,07	0,36
35 à 44 ans	2,84	0,29	2,78	0,24	4,04	0,33
45 à 54 ans	1,61	0,27	1,90	0,21	1,79	0,29
55 à 64 ans	1,69	0,28	2,23	0,34	1,22	0,37
65 ans ou plus	1,51	0,28	1,52	0,26	1,29	0,34
Hommes	3,95	0,16	3,89	0,14	4,90	0,19
0 à 4 ans	2,79	0,58	2,56	0,47	3,36	0,89
5 à 14 ans	2,32	0,34	1,46	0,24	2,38	0,49
15 à 17 ans ²	3,55	0,60	3,68	0,43	5,49	0,80
18 à 19 ans
20 à 24 ans	8,98	0,81	9,48	0,50	11,68	0,92
25 à 34 ans	7,28	0,56	7,74	0,42	10,67	0,55
35 à 44 ans	3,65	0,41	3,94	0,39	5,71	0,51
45 à 54 ans	2,05	0,45	2,12	0,27	2,50	0,44
55 à 64 ans	2,04	0,44	2,50	0,54	1,35	0,54
65 ans ou plus	1,41	0,50	1,64	0,45	1,50	0,53
Femmes	2,93	0,17	2,49	0,12	3,02	0,18
0 à 4 ans	4,35	0,71	3,24	0,55	5,50	1,14
5 à 14 ans	2,65	0,39	1,45	0,22	3,44	0,58
15 à 17 ans ²	3,96	0,54	3,28	0,55	3,13	0,69
18 à 19 ans
20 à 24 ans	7,36	0,71	6,45	0,48	7,91	0,84
25 à 34 ans	3,98	0,37	3,84	0,40	5,41	0,46
35 à 44 ans	2,01	0,35	1,62	0,28	2,35	0,43
45 à 54 ans	1,16	0,34	1,68	0,33	1,09	0,37
55 à 64 ans	1,35	0,33	1,97	0,40	1,09	0,52
65 ans ou plus	1,58	0,36	1,43	0,32	1,13	0,45

Rapport technique sur la couverture

Tableau 11.1b

Estimations du taux de sous-dénombrement de la population et de l'erreur-type, sexe et groupe d'âge pour le Canada, Recensement 1976 au Recensement de 2016^{1,2}

Sexe et groupe d'âge	2006		2011		2016	
	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type
	pourcentage					
Les deux sexes	4,26	0,17	4,07	0,16	4,32	0,11
0 à 4 ans	4,07	0,65	3,36	0,62	3,79	0,51
5 à 14 ans	3,10	0,46	2,61	0,42	2,94	0,37
15 à 17 ans ²	1,56	0,60	3,83	0,85	4,35	0,78
18 à 19 ans	8,86	1,58	6,28	0,93	7,71	1,25
20 à 24 ans	10,50	0,74	9,60	0,69	9,64	0,58
25 à 34 ans	9,43	0,56	8,96	0,48	8,60	0,42
35 à 44 ans	5,36	0,50	4,66	0,45	5,07	0,41
45 à 54 ans	2,64	0,43	2,95	0,42	3,86	0,39
55 à 64 ans	0,95	0,53	1,02	0,41	2,21	0,42
65 ans ou plus	0,21	0,40	1,19	0,45	0,77	0,29
Hommes	5,51	0,26	5,07	0,24	5,27	0,18
0 à 4 ans	4,24	0,95	3,14	0,82	4,22	0,68
5 à 14 ans	3,04	0,64	3,00	0,62	2,35	0,54
15 à 17 ans ²	1,88	0,88	4,31	1,13	4,55	1,11
18 à 19 ans	10,06	2,45	5,42	1,19	7,38	1,82
20 à 24 ans	12,21	1,12	9,37	0,88	11,46	0,88
25 à 34 ans	11,42	0,86	10,54	0,73	10,44	0,63
35 à 44 ans	7,77	0,79	6,34	0,68	6,24	0,63
45 à 54 ans	4,14	0,69	4,69	0,66	5,16	0,59
55 à 64 ans	2,13	0,77	2,58	0,69	3,11	0,67
65 ans ou plus	-0,05	0,56	1,32	0,60	1,23	0,41
Femmes	3,04	0,23	3,08	0,22	3,39	0,18
0 à 4 ans	3,88	0,92	3,59	0,95	3,34	0,87
5 à 14 ans	3,17	0,66	2,20	0,57	3,56	0,56
15 à 17 ans ²	1,23	0,83	3,31	1,28	4,13	1,06
18 à 19 ans	7,58	1,96	7,17	1,45	8,07	1,77
20 à 24 ans	8,70	0,98	9,83	1,07	7,66	0,77
25 à 34 ans	7,43	0,73	7,37	0,63	6,71	0,56
35 à 44 ans	2,90	0,61	2,99	0,58	3,93	0,53
45 à 54 ans	1,13	0,51	1,21	0,52	2,56	0,55
55 à 64 ans	-0,22	0,73	-0,52	0,44	1,32	0,50
65 ans ou plus	0,40	0,56	1,08	0,66	0,39	0,42

.. indisponible pour une période de référence précise

1. À l'exclusion des réserves indiennes partiellement dénombrées. Les chiffres de 1991 et ceux des recensements subséquents comprennent les résidents non permanents et les territoires. Les chiffres tiennent compte des modifications apportées à la publication initiale de 1986. Les chiffres ne comprennent pas les estimations des personnes omises dans les logements classés par erreur comme étant inoccupés en 1976.

2. Les données de toutes les années, sauf celles de 2006, 2011 et 2016, concernent les personnes âgées de 15 à 19 ans.

Sources : Statistique Canada, Études de couverture du Recensement de 1976 au Recensement de 2016.

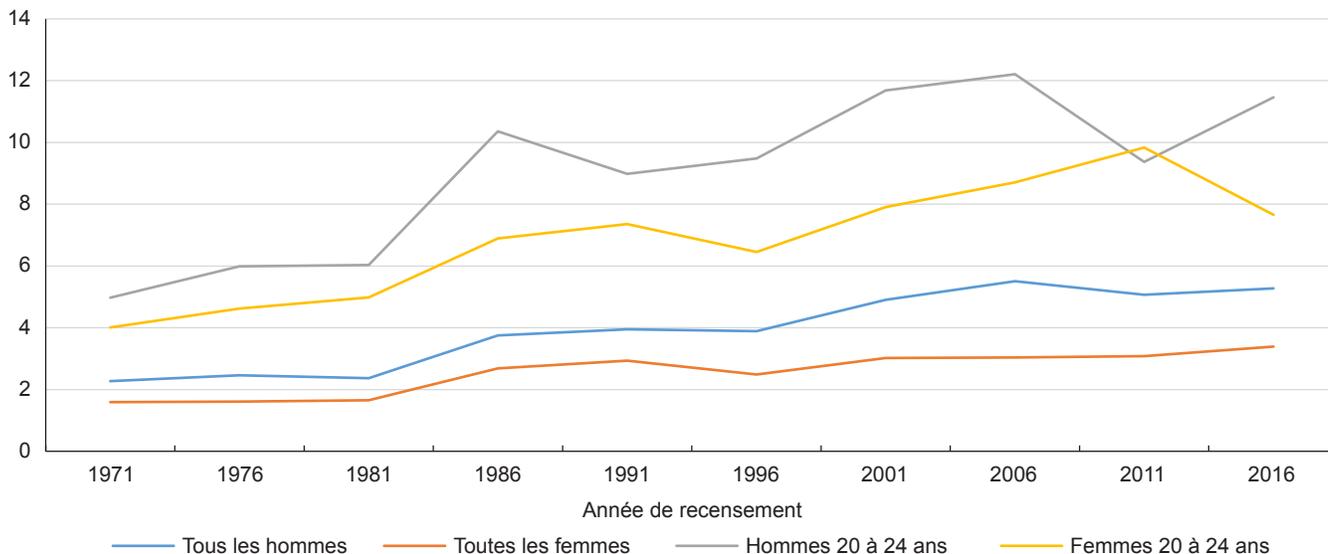
Ces tableaux présentent les observations suivantes :

Le sous-dénombrement est généralement plus élevé dans les trois territoires, sauf pour le Nunavut, qui affichait en 2016 un taux de sous-dénombrement s'approchant du taux national. Parmi les provinces, le sous-dénombrement est généralement plus élevé en Colombie-Britannique et en Ontario, bien que depuis quelques recensements, le taux de sous-dénombrement en Alberta et en Saskatchewan s'est approché de celui de l'Ontario et l'a même dépassé en quelques occasions. Entre 1971 et 2001, la Colombie-Britannique est la province qui a affiché le taux de sous-dénombrement le plus élevé lors de chaque recensement, sauf pour ce qui est de 1991, alors que l'Ontario a connu le taux le plus élevé. Ce fut aussi le cas de l'Ontario en 2006, alors qu'en 2011, c'est l'Alberta qui a présenté le taux le plus élevé. En 2016, la Colombie-Britannique a de nouveau affiché le taux le plus élevé, suivie de la Saskatchewan. Le Québec et les provinces de l'Atlantique ont tendance à afficher un taux de sous-dénombrement inférieur au taux national.

Le sous-dénombrement était plus élevé dans le cas des jeunes adultes, et plus élevé chez les hommes que chez les femmes. Ainsi, deux tendances démographiques constantes s'observent. Premièrement, le taux de sous-dénombrement des hommes est supérieur au taux de sous-dénombrement des femmes. Deuxièmement, le taux de sous-dénombrement est plus élevé dans le cas des jeunes adultes, spécialement chez ceux qui n'ont jamais été mariés, et ce, peu importe leur sexe ([Dolson, 2012](#)). Comme l'indique le [graphique 11.1b](#), le taux de sous-dénombrement des hommes était supérieur au taux de sous-dénombrement des femmes pour chaque recensement depuis 1971 (augmentant de 2,27 % à 5,27 % dans le cas des hommes et de 1,59 % à 3,39 % dans le cas des femmes). Le graphique 11.1b montre également que le taux de sous-dénombrement des jeunes hommes âgés de 20 à 24 ans était supérieur au taux de sous-dénombrement pour l'ensemble des hommes. Il en va de même pour les femmes de 20 à 24 ans, mais le taux pour les jeunes femmes de 20 à 24 ans était inférieur au taux pour les jeunes hommes pour tous les recensements à l'exception de celui de 2011, dans le cadre duquel on constate des taux respectifs de 9,83 % et de 9,37 %. Le taux de sous-dénombrement a atteint un sommet de 9,83 % en 2011 dans le cas des jeunes femmes, pour redescendre à 7,66 % en 2016. À l'inverse, le taux observé chez les jeunes hommes en 2011 a été le plus faible en 20 ans, pour remonter de 2,09 points de pourcentage en 2016. Les taux de sous-dénombrement des adultes âgés de 25 à 34 ans étaient également élevés. Le taux de sous-dénombrement était plus élevé dans le cas des jeunes adultes, ce qui est en partie attribuable à leur mode de vie moins stable. En effet, les jeunes adultes sont plus susceptibles de changer leurs conditions de logement que les adultes plus âgés ou les enfants étant donné qu'ils quittent la maison pour fréquenter un établissement d'enseignement postsecondaire, travailler ou emménager avec des amis ou des conjoints.

Graphique 11.1b
Estimations du taux de sous-dénombrement de la population, sexe et groupe d'âge pour le Canada, recensements de 1971 à 2016

taux de sous-dénombrement (%)



Sources : Statistique Canada, Études de couverture des recensements de 1971 à 2016.

Tableau de données du graphique 11.1b

Année de recensement	Tous les hommes	Toutes les femmes	Hommes 20 à 24 ans	Femmes 20 à 24 ans
	taux de sous-dénombrement (%)			
1971	2,27	1,59	4,97	4,01
1976	2,46	1,61	5,99	4,62
1981	2,37	1,65	6,03	4,98
1986	3,75	2,68	10,36	6,89
1991	3,95	2,93	8,98	7,36
1996	3,89	2,49	9,48	6,45
2001	4,90	3,02	11,68	7,91
2006	5,51	3,04	12,21	8,71
2011	5,07	3,08	9,37	9,83
2016	5,27	3,39	11,46	7,66

Sources : Statistique Canada, Études de couverture des recensements de 1971 à 2016.

Rapport technique sur la couverture

Les tableaux 11.1c et tableaux 11.1d présentent les estimations du taux de surdénombrement.

Tableau 11.1c

Estimations du taux de surdénombrement de la population et de l'erreur-type pour le Canada, provinces et territoires, Recensement de 1991 au Recensement de 2016¹

Provinces et territoires	1991		1996		2001	
	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type
	pourcentage					
Canada	0,56	0,04	0,74	0,04	0,96	0,05
Terre-Neuve-et-Labrador	0,48	0,09	0,77	0,12	0,63	0,10
Île-du-Prince-Édouard	0,74	0,15	0,91	0,14	0,92	0,18
Nouvelle-Écosse	0,36	0,09	0,47	0,07	0,81	0,14
Nouveau-Brunswick	0,46	0,09	0,60	0,10	0,89	0,19
Québec	0,51	0,07	0,85	0,08	1,03	0,10
Ontario	0,59	0,07	0,67	0,07	0,88	0,09
Manitoba	0,45	0,11	0,88	0,15	0,80	0,15
Saskatchewan	0,35	0,08	0,55	0,11	1,06	0,20
Alberta	0,51	0,09	0,59	0,10	0,89	0,13
Colombie-Britannique	0,68	0,10	0,89	0,09	1,26	0,12
Yukon	0,29	0,07	0,70	0,17	0,86	0,16
Territoires du Nord-Ouest	0,29	0,07	1,32	0,22	1,00	0,11
Nunavut	0,99	0,22	0,59	0,10

Provinces et territoires	2006		2011		2016	
	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type
	pourcentage					
Canada	1,59	0,01	1,85	0,02	1,96	0,04
Terre-Neuve-et-Labrador	1,63	0,05	1,76	0,04	2,09	0,07
Île-du-Prince-Édouard	1,66	0,06	1,54	0,04	1,65	0,07
Nouvelle-Écosse	1,40	0,03	1,72	0,04	1,81	0,07
Nouveau-Brunswick	1,41	0,03	2,12	0,05	2,18	0,08
Québec	1,66	0,02	2,07	0,03	2,15	0,12
Ontario	1,49	0,02	1,67	0,04	1,87	0,08
Manitoba	1,42	0,04	1,35	0,04	1,51	0,06
Saskatchewan	1,53	0,04	1,65	0,04	1,91	0,14
Alberta	1,47	0,02	1,70	0,05	1,74	0,06
Colombie-Britannique	1,96	0,03	2,28	0,05	2,24	0,07
Yukon	1,62	0,08	2,45	0,05	2,22	0,08
Territoires du Nord-Ouest	1,98	0,08	1,44	0,11	1,25	0,06
Nunavut	1,44	0,07	1,17	0,07	1,73	0,07

... n'ayant pas lieu de figurer

1. À l'exclusion des réserves indiennes partiellement dénombrées. Les chiffres comprennent les résidents non permanents.

Sources : Statistique Canada, Études de couverture du Recensement de 1991 au Recensement de 2016.

Rapport technique sur la couverture

Tableau 11.1d

Estimations du taux de surdénombrement de la population et de l'erreur-type, selon le sexe et groupe d'âge pour le Canada, Recensement de 1996 au Recensement de 2016^{1,2}

Sexe et groupe d'âge	1996		2001		2006	
	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type
	pourcentage					
Les deux sexes	0,74	0,04	0,96	0,05	1,59	0,01
0 à 4 ans	0,61	0,10	0,96	0,18	1,35	0,07
5 à 14 ans	0,96	0,09	1,52	0,15	2,24	0,07
15 à 17 ans ³	1,24	0,15	1,85	0,26	2,33	0,14
18 à 19 ans	2,65	0,17
20 à 24 ans	2,44	0,28	2,66	0,32	2,88	0,11
25 à 34 ans	0,66	0,08	0,92	0,09	1,43	0,06
35 à 44 ans	0,38	0,06	0,49	0,06	1,05	0,05
45 à 54 ans	0,48	0,11	0,39	0,04	1,13	0,05
55 à 64 ans	0,52	0,11	0,38	0,05	1,24	0,06
65 ans ou plus	0,36	0,07	0,77	0,21	1,60	0,06
Hommes	0,70	0,04	0,92	0,06	1,62	0,02
0 à 4 ans	0,52	0,09	0,69	0,07	1,35	0,09
5 à 14 ans	0,99	0,15	1,59	0,21	2,25	0,10
15 à 17 ans ³	1,12	0,24	1,45	0,31	2,37	0,20
18 à 19 ans	2,28	0,21
20 à 24 ans	2,34	0,34	2,44	0,45	2,75	0,15
25 à 34 ans	0,65	0,11	1,03	0,14	1,51	0,08
35 à 44 ans	0,38	0,06	0,46	0,06	1,10	0,06
45 à 54 ans	0,35	0,07	0,34	0,03	1,16	0,07
55 à 64 ans	0,37	0,12	0,33	0,04	1,30	0,09
65 ans ou plus	0,33	0,02	0,74	0,21	1,69	0,10
Femmes	0,77	0,06	1,00	0,08	1,56	0,01
0 à 4 ans	0,69	0,18	1,25	0,36	1,35	0,10
5 à 14 ans	0,92	0,14	1,44	0,21	2,23	0,10
15 à 17 ans ³	1,36	0,29	2,27	0,43	2,28	0,19
18 à 19 ans	3,04	0,28
20 à 24 ans	2,55	0,46	2,89	0,46	3,01	0,17
25 à 34 ans	0,66	0,11	0,81	0,12	1,35	0,08
35 à 44 ans	0,37	0,10	0,53	0,11	0,99	0,06
45 à 54 ans	0,61	0,20	0,43	0,07	1,11	0,06
55 à 64 ans	0,66	0,19	0,42	0,09	1,18	0,07
65 ans ou plus	0,38	0,11	0,80	0,33	1,53	0,08

Rapport technique sur la couverture

Tableau 11.1d

Estimations du taux de surdénombrement de la population et de l'erreur-type, selon le sexe et groupe d'âge pour le Canada, Recensement de 1996 au Recensement de 2016^{1,2}

Sexe et groupe d'âge	2011		2016	
	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé	Erreur-type
				pourcentage
Les deux sexes	1,85	0,02	1,96	0,04
0 à 4 ans	1,61	0,10	1,76	0,19
5 à 14 ans	2,79	0,10	3,49	0,20
15 à 17 ans ³	2,98	0,23	3,25	0,35
18 à 19 ans	3,37	0,27	3,27	0,40
20 à 24 ans	3,11	0,13	3,51	0,26
25 à 34 ans	1,69	0,08	2,19	0,17
35 à 44 ans	1,23	0,06	1,12	0,11
45 à 54 ans	1,36	0,06	1,18	0,10
55 à 64 ans	1,50	0,07	1,44	0,14
65 ans ou plus	1,64	0,08	1,55	0,10
Hommes	1,86	0,04	1,95	0,07
0 à 4 ans	1,65	0,13	1,56	0,24
5 à 14 ans	2,77	0,14	3,50	0,28
15 à 17 ans ³	3,04	0,27	4,14	0,58
18 à 19 ans	3,06	0,33	2,56	0,44
20 à 24 ans	3,03	0,19	3,27	0,37
25 à 34 ans	1,75	0,11	2,29	0,24
35 à 44 ans	1,26	0,09	1,21	0,16
45 à 54 ans	1,32	0,09	1,17	0,13
55 à 64 ans	1,54	0,11	1,22	0,20
65 ans ou plus	1,68	0,14	1,47	0,15
Femmes	1,83	0,04	1,98	0,07
0 à 4 ans	1,57	0,15	1,96	0,31
5 à 14 ans	2,81	0,15	3,49	0,29
15 à 17 ans ³	2,93	0,38	2,32	0,38
18 à 19 ans	3,69	0,43	4,02	0,68
20 à 24 ans	3,19	0,18	3,77	0,38
25 à 34 ans	1,63	0,11	2,08	0,23
35 à 44 ans	1,20	0,10	1,04	0,16
45 à 54 ans	1,39	0,09	1,19	0,14
55 à 64 ans	1,46	0,10	1,66	0,20
65 ans ou plus	1,60	0,10	1,63	0,14

.. indisponible pour une période de référence précise

1. Les estimations par sexe et par groupe d'âge ne sont pas disponibles pour le Recensement de 1991.

2. À l'exclusion des réserves indiennes partiellement dénombrées.

3. Les données des années 1996 et 2001 concernent les personnes âgées de 15 à 19 ans.

Sources : Statistique Canada, Études de couverture de 1996 à 2016.

Ces tableaux présentent les observations suivantes :

Le surdénombrement est constamment plus élevé en Colombie-Britannique que dans les autres provinces. La Colombie-Britannique est la province où le taux de surdénombrement de la population a été le plus élevé, et ce pour les cinq derniers recensements. Des trois territoires, le Yukon a enregistré le taux de surdénombrement le plus élevé pour un deuxième recensement de suite, alors que de 1996 à 2006, les Territoires du Nord-Ouest ont affiché le taux le plus élevé. Le surdénombrement a augmenté dans la majorité des provinces et territoires en 2016, mais les augmentations étaient en général moins marquées qu'en 2011. Les Territoires du Nord-Ouest et le Manitoba ont connu les taux les plus faibles, soit de 1,25 % et de 1,51 % respectivement. Ils ont aussi présenté deux des trois taux les plus bas en 2011.

Le surdénombrement était plus fréquent dans le cas des enfants d'âge scolaire et des jeunes adultes. On a aussi observé un taux de surdénombrement plus élevé dans le cas des enfants âgés de 5 à 17 ans et des jeunes adultes âgés de 18 à 24 ans. Dans le cas des enfants d'âge scolaire, cette situation était attribuable en grande partie au fait que les enfants dont les parents ne vivent pas ensemble sont souvent dénombrés par chacun d'eux. Le surdénombrement dans le cas des jeunes adultes est vraisemblablement attribuable aux modes de vie moins stables, qui peuvent également donner lieu à un sous-dénombrement. À l'échelle nationale, les taux de surdénombrement dépassent les 3 % chez les jeunes adultes (18 à 24 ans), ainsi que chez les jeunes de 5 à 17 ans. Le groupe d'âge des 5 à 14 ans connaît le taux de surdénombrement qui a le plus augmenté par rapport à 2011.

11.2 Modifications apportées à la conception des études de couverture de la population

En raison des différences apportées à la conception des études de couverture au fil des ans, les taux indiqués dans le [tableau 11.1a](#), le [tableau 11.1b](#), le [tableau 11.1c](#) et le [tableau 11.1d](#) ne sont pas strictement comparables. Vous trouverez ci-dessous une liste des modifications apportées à la méthodologie depuis 1976. Il convient de signaler que les aspects fondamentaux de la CVD permettant d'évaluer le taux de sous-dénombrement n'ont pas beaucoup changé depuis le Recensement de 1966. On prélève un échantillon à partir de bases couvrant la population visée indépendamment du recensement. On vérifie ensuite les dossiers du recensement (Contre-vérification des dossiers) pour déterminer si les personnes échantillonnées ont effectivement été dénombrées. On a apporté plus de modifications sur le plan de l'évaluation du surdénombrement. De nombreuses études ont été réalisées en 1991, en 1996 et en 2001. En 1996, la portée de la CVD a été élargie de façon à prendre en compte le surdénombrement. En 2006, la CVD n'a plus été utilisée pour estimer le surdénombrement et l'on a mis en place une nouvelle étude pour mesurer tous les cas de surdénombrement en fonction de couplages probabilistes et exacts à partir du nom, de la date de naissance et du sexe.

Études de couverture du Recensement de 2016 :

- a. Dans le cas de la base de sondage du recensement de la CVD, la stratification a été faite à partir de la province de résidence mise à jour à l'aide des données fiscales. Aussi, une strate de décès a été déterminée avant la sélection de l'échantillon. Ces améliorations ont permis de rendre l'échantillon plus efficace.
- b. Un ménage « administratif » a été créé à l'aide de données fiscales pour chaque personne choisie de la CVD afin d'accroître l'efficacité des processus de traitement et de dépistage.
- c. L'ajustement relatif à la non-réponse de la CVD pour les personnes non dépistées ne fait plus appel au sous-échantillon. L'ajustement se fait à l'intérieur de groupes de réponses homogènes formés en regroupant des personnes ayant des probabilités semblables d'être dans la population cible et de répondre à l'enquête, telles qu'estimées à l'aide de données disponibles à la fois pour les répondants et les non-répondants. Comme le modèle d'ajustement de la non-réponse a été finalisé après la collecte, le sous-échantillon qui servait à l'ajustement pour les personnes non dépistées lors des CVD précédentes a tout de même été envoyé à la collecte, mais n'a pas été utilisé. Il ne sera pas requis pour les prochaines CVD.

- d. Un calage a été effectué afin d'ajuster les poids de la base du recensement dans le cas où un échantillon provincial contiendrait trop ou trop peu de personnes dénombrees ou décédées. Pour ce qui est des trois territoires, un calage au nombre comparable de personnes dénombrees a été effectué comme lors des CVD précédentes, sauf qu'il a été réalisé séparément pour six groupes d'âge-sexe dans chaque territoire, plutôt que d'utiliser un seul groupe de calage global pour chacun d'eux comme ce fut le cas par le passé.
- e. Des vagues déterministes hiérarchiques ont été utilisées pour former les pochettes servant aux couplages probabilistes des étapes 1 et 2 de l'ESR afin d'améliorer la couverture de la base.
- f. Les règles de couplage des étapes 1 et 2 ont été élargies afin d'identifier le plus de cas possible de surdénombrement potentiel.
- g. Alors qu'en 2011, l'étape 3 (extension) de l'ESR se limitait aux paires de ménages privés, elle a été étendue aux paires de ménages produites pour chaque paire de personnes créée aux étapes 1 et 2 et pour lesquelles un des deux ménages se trouve dans un logement collectif.
- h. Les groupes d'enregistrements pouvant représenter la même personne ont été créés non pas séparément pour chaque étape, mais en combinant les étapes 1, 2 et 3 de l'ESR, afin de mieux tenir compte des cas de surdénombrement multiple.

Tout comme chaque CVD depuis 1996, celle de 2016 n'a pas permis d'établir une estimation du nombre de personnes omises dans le cas des réserves indiennes et des établissements indiens partiellement dénombrees. Pour obtenir de plus amples renseignements à ce sujet, voir la [section 12.2](#).

Études de couverture du Recensement de 2011 :

- a. La CVD de 2011 ressemble beaucoup à celle de 2006. Pour la rendre plus efficiente, certaines modifications ont été apportées, y compris des améliorations au programme de méga-appariement, des stratégies de recherche dans la BDR du recensement plus efficaces et l'utilisation de nouvelles bases de sondage pour les naissances.
- b. Pour la première fois, la pondération de l'échantillon de la base de sondage du recensement a tenu compte du surdénombrement présent dans cette base.
- c. Le recours à des méthodes automatisées a permis d'utiliser des paramètres provinciaux et territoriaux au lieu de paramètres nationaux lors de l'élaboration de la base de sondage de l'ESR.

Études de couverture du Recensement de 2006 :

Dans le cadre de la CVD et de l'ESR, la zone du nom ajoutée à la BDR du Recensement de 2006 a été utilisée de façon optimale lors des opérations d'appariement et de recherche. Par ailleurs :

- a. La mesure du surdénombrement se limitait à l'ESR. La méthodologie de la CVD a été modifiée par la suite de façon à ce que les cas ne fassent pas tous l'objet d'une collecte sur le terrain. Depuis 2006, la CVD comporte une étape de traitement antérieure à la collecte, qui permet de déterminer si des activités de collecte sont nécessaires ou non. On effectue une recherche dans la version de la BDR du recensement qui a servi à réaliser les études de couverture du recensement (BDR-ECR) pour trouver les personnes échantillonnées à partir des renseignements des bases de sondage et de diverses sources de mise à jour comme les données fiscales. Si la recherche permet de retrouver la personne échantillonnée dans la BDR-ECR, aucune mesure de collecte n'est nécessaire. La seule exception visait un échantillon de personnes qui avaient été trouvées afin de recueillir les données requises aux fins de l'ajustement pour la non-réponse.
- b. Les trois études de couverture menées en 2001 pour mesurer le surdénombrement ont été remplacées par l'ESR en 2006. Cette étude a fait appel à une méthodologie différente de celle employée dans les études antérieures sur le surdénombrement. Elle reposait essentiellement sur une technique de couplage utilisant les noms et prénoms, le sexe et la date de naissance ainsi que sur des vérifications manuelles qui permettent de mesurer le surdénombrement.

Études de couverture du Recensement de 2001 :

- a. La composante institutionnelle de l'Étude sur les logements collectifs (ELC) a été abandonnée, et l'estimation du surdénombrement visant cette population a été établie à l'aide de la CVD.
- b. L'Étude sur la classification des logements a remplacé la Vérification des logements inoccupés (VLI). Cette dernière était effectuée lors des recensements précédents pour vérifier la classification des logements que l'agent recenseur avait déterminés comme inoccupés. L'ECL est un prolongement de la VLI qui permettait d'établir une estimation du nombre de personnes vivant dans des logements non répondants.

Études de couverture du Recensement de 1996 :

- a. La CVD de 1996 n'a pas permis d'établir une estimation du nombre de personnes omises dans le cas des réserves indiennes partiellement dénombrées.
- b. L'Étude sur les résidents temporaires a été annulée en raison de préoccupations à propos de la qualité des données et parce qu'on a reconnu que la CVD permettrait de mesurer ce type de sous-dénombrement de façon appropriée.
- c. D'une part, on a procédé à une évaluation du surdénombrement plus exhaustive qu'en 1991 en intégrant l'Étude sur les logements privés (ELP) à la CVD, de façon à ce que chaque personne échantillonnée puisse être identifiée comme une personne dénombrée plus d'une fois. Cette approche a donné lieu à une augmentation des adresses à traiter où il pourrait y avoir eu surdénombrement. D'autre part, la portée de l'EAA a été considérablement élargie par rapport à 1991, de façon à ce que le surdénombrement puisse être déterminé non seulement dans le cas d'un secteur de dénombrement (SD), mais aussi dans une grande région (les provinces de l'Atlantique, le Québec, l'Ontario, l'Ouest canadien et les territoires).

Études de couverture du Recensement de 1991 :

- a. Les résidents non permanents ont été inclus dans la population cible pour la première fois.
- b. Après les études expérimentales de 1986, l'évaluation du taux de surdénombrement de la population a débuté en 1991. Les résultats de trois études, soit l'ELP, l'ELC et l'EAA, ont été combinés pour former une estimation exhaustive.

Études de couverture du Recensement de 1986 :

Les taux indiqués au [tableau 11.1a](#) et au [tableau 11.1b](#) pour le Recensement de 1986 diffèrent des résultats publiés dans le *Guide à l'intention des utilisateurs sur la qualité des données du recensement de 1986 : Couverture*, qui comprenait des révisions effectuées après la publication de 1986, dans les cas où les réserves partiellement dénombrées ont été considérées comme des personnes omises. Lors de la publication initiale de 1986, elles étaient comptées à titre de personnes « dénombrées » étant donné que les données provinciales prenaient en compte une estimation des personnes omises dans le cas des réserves indiennes.

Études de couverture du Recensement de 1976 :

Les données du recensement ne comprenaient pas d'estimation de la VLI dans le cas des personnes omises dans les logements classés par erreur comme étant des logements inoccupés. Le taux de sous-dénombrement de la population aurait été de 1,78 % en 1976 si l'on avait pris en compte les résultats de la VLI de 1976. Il n'y a pas eu de VLI lors du Recensement de 1971.

Pour obtenir de plus amples détails sur l'historique des études de couverture, voir [Dolson \(2010\)](#).

12. Sujets spéciaux

12.1 Sous-dénombrement de la collecte

Jusqu'à présent, il a été question du sous-dénombrement des chiffres de population du recensement. La présente section traite du concept de sous-dénombrement de la collecte du Recensement de la population. Il est utile d'élargir le concept de sous-dénombrement de façon à tenir compte des personnes non dénombrées pour une raison quelconque. Le sous-dénombrement désigne le nombre de personnes non incluses dans les chiffres du recensement. Comme indiqué dans la [section 3.3](#), les chiffres du recensement C comportent deux éléments, soit : $C = D + I$, où D = le nombre de dénombremments et I = le nombre de personnes imputées.

Le sous-dénombrement représente donc seulement une partie de toutes les personnes non inscrites dans un questionnaire du recensement, mais qui auraient dû y être inscrites. Il n'inclut pas les personnes qui n'ont pas été dénombrées, soit parce qu'aucun questionnaire du recensement n'a été retourné pour le logement (logement non répondant), soit parce que le logement n'a pas fait l'objet d'un suivi des cas de non-réponse puisqu'il a été classé par erreur comme étant un logement inoccupé (logement occupé classé à tort comme logement inoccupé).

Toujours selon la [section 3.3](#), voici une estimation du nombre réel de personnes P visées par le recensement :

$$\hat{P} = C + \hat{N} = C + \hat{S} - \hat{R}$$

Si on combine ces deux équations, on obtient :

$$\hat{P} = C + \hat{N} = C + \hat{S} - \hat{R} = D + (I + \hat{S}) - \hat{R}$$

Cette formulation de \hat{P} comporte trois éléments :

D = le nombre de personnes figurant dans un questionnaire du recensement¹¹ (les dénombremments)

\hat{R} = une estimation du nombre de dénombremments excédentaires¹²

$(I + \hat{S})$ = une estimation du nombre de personnes non inscrites dans un questionnaire du recensement, mais qui auraient dû l'être.

Le dernier élément, $(I + \hat{S})$, désigne une estimation du nombre de personnes omises dans le cadre du recensement pour une raison quelconque. Le sous-dénombrement de la collecte du Recensement de la population, (L) , désigne les personnes non dénombrées pour une raison quelconque. L'estimation du sous-dénombrement de la collecte du recensement est la suivante :

$$\hat{L} = (I + \hat{S})$$

11. Il se pourrait que certaines personnes inscrites dans un questionnaire ne figurent pas dans la base de données définitive du recensement. Ainsi, les « personnes inscrites dans le questionnaire » est une expression utilisée dans la présente section pour indiquer les personnes figurant dans la base de données définitive du recensement.

12. La plupart des cas de surdénombrement désignent des dénombremments en double, c.-à-d. lorsque la même personne figure deux fois dans la base de données. Dans un petit nombre de cas, cependant, la même personne peut y figurer plus de deux fois. La variable \hat{R} désigne l'estimation du nombre de dénombremments excédentaires plutôt que le nombre de personnes visées par un dénombrement multiple.

Rapport technique sur la couverture

L'estimation correspondante du taux de sous-dénombrement de la collecte du Recensement de la population est la suivante :

$$\hat{T}_L = 100 * \frac{\hat{L}}{\hat{P}} = 100 * \left(\frac{I + \hat{S}}{C + \hat{N}} \right)$$

Le sous-dénombrement net de la collecte du Recensement de la population peut être défini en soustrayant le surdénombrement \hat{R} de \hat{L} :

$$\hat{P} = C + \hat{N} = D + (I + \hat{S}) - \hat{R} = D + \hat{L} - \hat{R}$$

Bien que l'on ne puisse pas appliquer le sous-dénombrement net de la collecte aux données du recensement pour effectuer un rajustement à titre d'erreur de couverture, \hat{L} et \hat{T}_L donnent une idée plus générale de la façon dont le recensement a permis de dénombrier la population cible. En fait, il inclut les personnes non dénombrées, qu'elles aient été prises en compte ou non par le recensement au moyen des imputations. Le [tableau 12.1](#) fait état de l'estimation du sous-dénombrement de la collecte de la population du Recensement de 2016 \hat{L} et \hat{T}_L ainsi que du sous-dénombrement de la population \hat{S} et \hat{T}_S (voir également le [tableau 1.3](#)). Il présente aussi l'estimation des erreurs-types. Les résultats sont présentés selon la province ou le territoire ainsi que pour l'ensemble du Canada, de même que selon le groupe d'âge et le sexe. À l'échelle nationale, la collecte du Recensement de 2016 a donné lieu au dénombrement de 93,63 % de la population cible ($100 - \hat{T}_L$), alors que le chiffre officiel et publié du Recensement de 2016 représentait 95,68 % des personnes qui auraient dû être comprises dans ce chiffre ($100 - \hat{T}_S$). La différence entre ces deux taux est tout simplement attribuable à l'inclusion de l'imputation dans \hat{T}_L . Le Recensement de 2011 avait donné lieu au dénombrement de 93,65 % de la population cible, alors que 95,93 % des personnes qui auraient dû être incluses dans les chiffres officiels du Recensement de 2011 l'ont été. Le recensement de 2016 a donc permis de dénombrier un même pourcentage de la population cible que le précédent recensement, et les imputations ont été réduites par rapport à 2011.

Tableau 12.1
Estimations du sous-dénombrement de la collecte de la population, du sous-dénombrement de la population et de l'erreur-type pour diverses caractéristiques, Recensement de 2016

Caractéristiques	Sous-dénombrement de la collecte de la population				Sous-dénombrement de la population			
	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé (%)	Erreur-type (%)	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé (%)	Erreur-type (%)
Canada	2 294 997	41 050	6,37	0,11	1 557 061	41 050	4,32	0,11
Provinces et territoires								
Terre-Neuve-et-Labrador	31 562	1 982	5,96	0,35	20 848	1 982	3,94	0,36
Île-du-Prince-Édouard	8 676	864	5,93	0,56	5 875	864	4,01	0,57
Nouvelle-Écosse	53 714	2 965	5,71	0,30	34 872	2 965	3,70	0,30
Nouveau-Brunswick	47 699	2 701	6,25	0,33	32 382	2 701	4,24	0,34
Québec	359 668	18 074	4,39	0,21	211 077	18 074	2,57	0,21
Ontario	895 268	31 508	6,47	0,21	640 831	31 508	4,63	0,22
Manitoba	79 409	4 772	6,06	0,34	51 742	4 772	3,95	0,35
Saskatchewan	84 444	4 375	7,45	0,36	56 494	4 375	4,99	0,37
Alberta	283 307	13 293	6,77	0,30	188 706	13 293	4,51	0,30
Colombie-Britannique	436 767	16 215	9,01	0,30	305 948	16 215	6,31	0,31
Yukon	4 440	188	11,61	0,44	3 219	188	8,42	0,45
Territoires de Nord-Ouest	5 948	255	13,30	0,49	3 500	255	7,83	0,53
Nunavut	4 093	228	11,10	0,55	1 565	228	4,25	0,59

Rapport technique sur la couverture

Tableau 12.1

Estimations du sous-dénombrement de la collecte de la population, du sous-dénombrement de la population et de l'erreur-type pour diverses caractéristiques, Recensement de 2016

Caractéristiques	Sous-dénombrement de la collecte de la population				Sous-dénombrement de la population			
	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé (%)	Erreur-type (%)	Taux estimé	Erreur-type	Taux estimé (%)	Erreur-type (%)
Sexe et groupe d'âge								
Les deux sexes, tous les âges	2 294 997	41 050	6,37	0,11	1 557 061	41 050	4,32	0,11
0 à 4 ans	105 966	10 269	5,47	0,50	73 537	10 269	3,79	0,51
5 à 14 ans	180 455	15 125	4,60	0,37	115 279	15 125	2,94	0,37
15 à 17 ans	72 117	9 823	5,99	0,77	52 294	9 823	4,35	0,78
18 à 19 ans	82 426	11 878	9,42	1,23	67 506	11 878	7,71	1,25
20 à 24 ans	275 310	15 422	11,52	0,57	230 347	15 422	9,64	0,58
25 à 34 ans	528 131	22 742	10,71	0,41	424 019	22 742	8,60	0,42
35 à 44 ans	331 357	20 305	7,01	0,40	239 817	20 305	5,07	0,41
45 à 54 ans	306 879	21 216	5,93	0,39	199 652	21 216	3,86	0,39
55 à 64 ans	224 065	21 011	4,53	0,41	109 145	21 011	2,21	0,42
65 ans ou plus	188 291	17 172	3,20	0,28	45 465	17 172	0,77	0,29
Hommes, tous les âges	1 303 844	34 853	7,30	0,18	941 799	34 853	5,27	0,18
0 à 4 ans	58 617	7 140	5,86	0,67	42 169	7 140	4,22	0,68
5 à 14 ans	80 292	10 944	4,02	0,53	46 881	10 944	2,35	0,54
15 à 17 ans	38 094	7 153	6,21	1,09	27 918	7 153	4,55	1,11
18 à 19 ans	40 736	8 857	9,05	1,79	33 232	8 857	7,38	1,82
20 à 24 ans	165 697	12 392	13,29	0,86	142 866	12 392	11,46	0,88
25 à 34 ans	313 678	17 559	12,57	0,62	260 481	17 559	10,44	0,63
35 à 44 ans	192 359	15 790	8,22	0,62	145 997	15 790	6,24	0,63
45 à 54 ans	186 765	16 114	7,24	0,58	133 156	16 114	5,16	0,59
55 à 64 ans	131 573	16 959	5,38	0,66	76 049	16 959	3,11	0,67
65 ans ou plus	96 033	11 254	3,57	0,40	33 050	11 254	1,23	0,41
Femmes, tous les âges	991 153	33 151	5,46	0,17	615 262	33 151	3,39	0,18
0 à 4 ans	47 349	8 465	5,04	0,86	31 368	8 465	3,34	0,87
5 à 14 ans	100 163	11 173	5,21	0,55	68 398	11 173	3,56	0,56
15 à 17 ans	34 023	6 540	5,77	1,04	24 376	6 540	4,13	1,06
18 à 19 ans	41 690	8 159	9,81	1,73	34 274	8 159	8,07	1,77
20 à 24 ans	109 612	9 473	9,59	0,75	87 480	9 473	7,66	0,77
25 à 34 ans	214 454	14 560	8,81	0,55	163 539	14 560	6,71	0,56
35 à 44 ans	138 998	13 180	5,82	0,52	93 820	13 180	3,93	0,53
45 à 54 ans	120 114	14 635	4,62	0,54	66 496	14 635	2,56	0,55
55 à 64 ans	92 492	12 585	3,70	0,48	33 096	12 585	1,32	0,50
65 ans ou plus	92 258	13 484	2,88	0,41	12 415	13 484	0,39	0,42

Sources : Statistique Canada, Recensement de 2016 et Contre-vérification des dossiers de 2016.

12.2 Participation des réserves indiennes et des établissements indiens

12.2.1 Introduction

En 2016, on dénombrait 984 réserves indiennes et établissements indiens, dont 14 jugés partiellement dénombrés. Pour ces 14 réserves et établissements partiellement dénombrés, le dénombrement des logements n'était soit pas permis, soit avait été interrompu avant la fin. Il n'existait pas de données en 2016 pour les réserves indiennes et établissements indiens partiellement dénombrés et, par conséquent, ils n'ont pas été inclus dans les calculs. Dans le Recensement de 2011, 31 réserves indiennes et établissements indiens avaient été déclarés partiellement dénombrés; dont 22 ont pris part au Recensement de 2016. En 2006, 22 réserves indiennes et établissements indiens ont été partiellement dénombrés.

De plus amples renseignements se trouvent à la page [Réserves indiennes et établissements indiens partiellement dénombrés](#).

Les estimations des **réserves indiennes et des établissements indiens partiellement dénombrés** sont basées sur un modèle. On doit utiliser ces dernières estimations avec circonspection étant donné qu'il n'existe aucune source fiable permettant de confirmer les hypothèses utilisées dans les modèles.

12.2.2 Réserves indiennes et établissements indiens partiellement dénombrés

Pour 14 réserves indiennes et établissements indiens partiellement dénombrés, le Recensement de 2016 n'a pas été en mesure d'inclure des chiffres de population et les études de couverture n'ont pas pu estimer directement le sous-dénombrement net de la population, du fait du caractère limité des données du Recensement de 2016. Les chiffres et le sous-dénombrement net ont été estimés à l'aide d'approximations.

Afin d'estimer les chiffres de population du recensement, on a utilisé une méthodologie fondée sur un modèle pour ces réserves indiennes et établissements indiens partiellement dénombrés. Dans le cadre de ce modèle d'estimation, la régression linéaire a été construite à partir de toutes les réserves indiennes et de tous les établissements indiens entièrement dénombrés aux Recensements de 2011 et de 2016. Le modèle supposait que le chiffre du Recensement de 2016 était une fonction linéaire du chiffre du Recensement de 2011 pour toutes les provinces, avec estimations distinctes dans le cas de la coordonnée à l'origine et des paramètres de régression pour chaque province. Le modèle a été évalué pour les hypothèses de régression de base que sont l'indépendance des erreurs, l'homogénéité des variances et la normalité des erreurs. Pour chacune des 14 réserves indiennes et établissements indiens partiellement dénombrés, la variable d'entrée pour le modèle de régression était soit le chiffre réel du Recensement de 2011 soit le meilleur chiffre prédit du recensement en fonction du modèle de 2011. Le produit du modèle était le chiffre estimé du Recensement de 2016 pour ces 14 collectivités. Les estimations obtenues doivent être utilisées avec prudence puisqu'elles reposent entièrement sur un modèle dont les hypothèses ne peuvent être vérifiées. La validité de ces estimations fondées sur un modèle dépend de la mesure dans laquelle les hypothèses du modèle peuvent saisir la véritable situation sous-jacente.

Au Recensement de 2011, 31 réserves indiennes et établissements indiens, comptant environ 37 000 personnes, ont été classés comme « partiellement dénombrés ». Parmi les 14 réserves et établissements utilisés dans les estimations fondées sur un modèle au Recensement de 2016, 4 ont été jugés avoir été entièrement dénombrés au Recensement de 2011, alors que les 10 autres ont été classés comme « partiellement dénombrés » ou « refus ». La population totale des 14 réserves indiennes et établissements indiens partiellement dénombrés pour lesquels des estimations fondées sur un modèle ont été produites a été estimée à 27 790 personnes, c'est-à-dire moins qu'en 2011.

Les chiffres de population estimés pour les 14 réserves indiennes et établissements indiens partiellement dénombrés sont sujets à des erreurs de couverture, de la même façon que les chiffres de population du recensement pour le reste du pays. Le sous-dénombrement net pour ces 14 régions a été estimé au moyen du calcul du taux de sous-dénombrement net pour l'ensemble des réserves indiennes et établissements indiens dénombrés au complet dans chaque province et par l'application de ce taux au chiffre du recensement estimé de l'ensemble des réserves indiennes et des établissements indiens partiellement dénombrés de la province.

Rapport technique sur la couverture

Les estimations de la population des réserves indiennes et des établissements indiens partiellement dénombrés ne sont pas incluses dans les estimations de sous-dénombrement, de sous-dénombrement de collecte, de surdénombrement et de sous-dénombrement net présentées dans ce rapport, car elles sont établies par un modèle et non par les études de couverture du recensement. De plus, elles ne fournissent pas le niveau de détails (p. ex. estimations par langue maternelle ou état matrimonial) présenté pour les autres estimations.

Les estimations de population pour les réserves indiennes et les établissements indiens partiellement dénombrés par province et territoire figurent au tableau 1 de la section « Qualité des données et la méthodologie de Statistique Canada » de la publication des estimations démographiques suivante : [Estimations démographiques annuelles : Canada, provinces et territoires, 2018 \(Population totale seulement\)](#), produit n° 91-215-X au catalogue.

Annexe A – Qui inscrire dans le questionnaire du recensement

Les instructions suivantes étaient fournies à la page 3 des questionnaires abrégé et détaillé du Recensement de 2016 pour permettre de déterminer les personnes à inclure dans le questionnaire.

1. Qui inscrire à l'étape B

- Toutes les personnes qui ont leur **résidence principale** à cette adresse le 10 mai 2016, y compris les nouveau-nés, les colocataires et les personnes temporairement absentes;
- Les **citoyens canadiens**, les **immigrants reçus** (résidents permanents), les personnes qui demandent le **statut de réfugié** (demandeurs d'asile), les personnes d'un **autre pays** ayant un **permis de travail** ou **d'études** et les membres de leur famille qui habitent ici avec elles;
- Les personnes qui demeurent temporairement à cette adresse le 10 mai 2016 et qui **n'ont pas de résidence principale ailleurs**.

2. Où inscrire les personnes ayant plus d'une résidence

- Les **Enfants en garde partagée** doivent être inscrits au domicile du parent où ils vivent la plupart du temps. Les enfants qui passent autant de temps avec chaque parent doivent être inscrits au domicile du parent où ils se trouvent le 10 mai 2016.
- Les **Étudiants** qui retournent vivre chez leurs parents durant l'année doivent être inscrits à l'adresse de leurs parents, même s'ils résident ailleurs pendant leurs études ou leur emploi d'été.
- Les **Conjoints temporairement absents** qui demeurent ailleurs en raison de leur travail ou de leurs études doivent être inscrits à la résidence principale de leur famille, s'ils y retournent périodiquement.
- Les **Personnes en établissement institutionnel** depuis **moins de six mois** (par exemple, dans un foyer pour personnes âgées, un hôpital ou une prison) doivent être inscrites à leur résidence habituelle.

Annexe B – Questionnaire de l'Enquête de la contre-vérification des dossiers

Contre-vérification des dossiers 2016, Enquête sur la qualité du Recensement

[Réponse par la personne choisie](#)

Bibliographie

PARENTEAU, M. 2017. « Processus de traitement de la Contre-vérification des dossiers de 2016 », *Réunion du Comité fédéral-provincial-territorial de la démographie*, 12 au 14 décembre 2017, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, 45 diapositives.

FARR, H. 2018. « Enquête sur la classification des logements de 2016. » *Réunion du Comité fédéral-provincial-territorial de la démographie*, 18 et 19 avril 2018, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), rapport.

FELLEGI, I.P. et A.B. SUNTER. 1969. « A theory for record linkage. » *Journal of the American Statistical Association*, vol. 64, n° 328, p. 1183 à 1210.

DOLSON, D. 2010. « Census coverage studies in Canada: A history with emphasis on the 2011 Census. » *Proceedings of the Section on Survey Research Methods*, American Statistical Association.

DOLSON, D. 2012. « Errors of non-observation: Dwelling non-response and coverage error in traditional censuses. » *Proceedings of the Section on Survey Research Methods*, American Statistical Association.